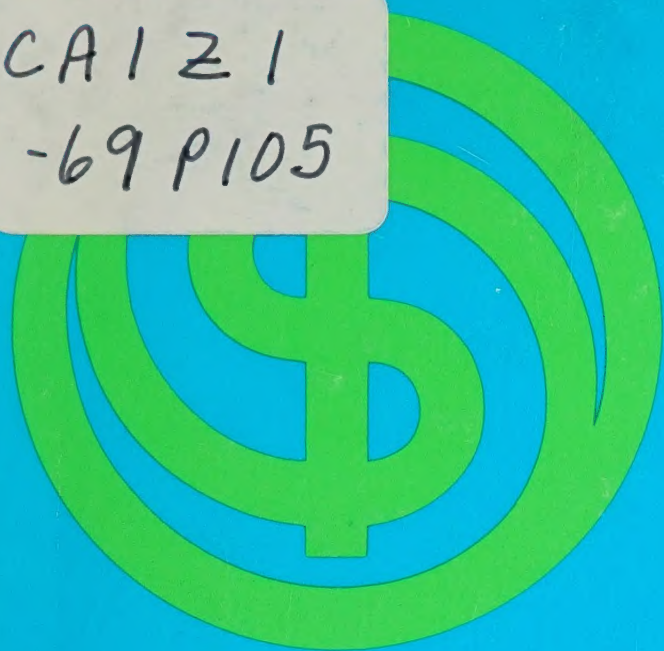


G-411

Government
Publication

CA1Z1
-69 P105

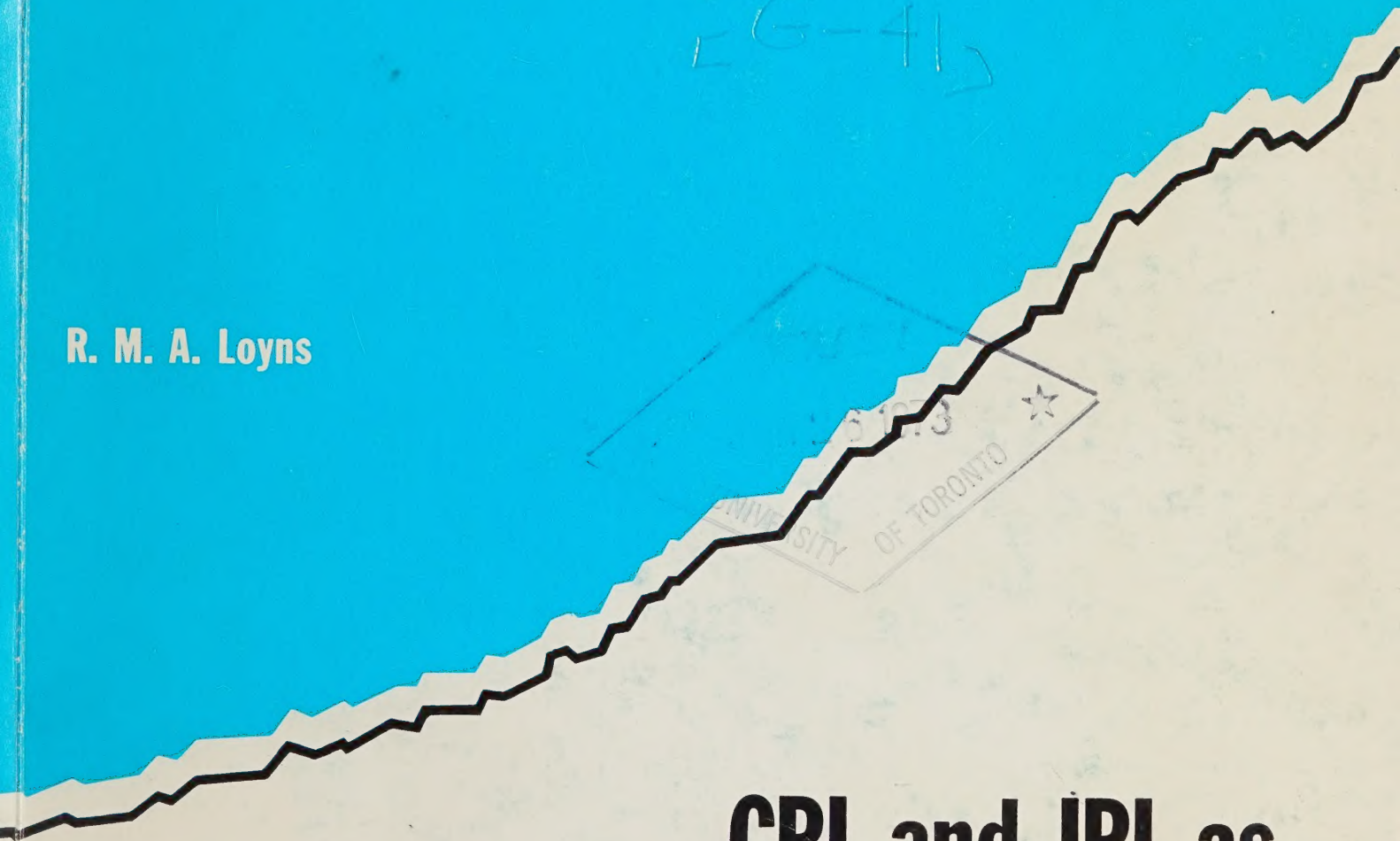


**PRICES
AND
INCOMES
COMMISSION**


[Canada]
[General publications]

[G-411]

R. M. A. Loyns



**CPI and IPI as
Measures of Recent
Price Change**



Digitized by the Internet Archive
in 2024 with funding from
University of Toronto

CA 1 Z 1
-69P105



An Examination of the Consumer Price Index and
Implicit Price Index as Measures of
Recent Price Change in
The Canadian Economy

Prepared for the
Prices and Incomes Commission

by

R. M. A. Loyns

Department of Agricultural Economics
University of Manitoba

It is to be noted that the findings and conclusions of the study are the author's own. While the Commission finds that this is an interesting and useful study, it is not to be presumed that the Commission either agrees or disagrees with the findings of the author.

© Crown Copyrights reserved
Available by mail from Information Canada, Ottawa,
and at the following Information Canada bookshops;

HALIFAX
1735 Barrington Street

MONTREAL
1182 St. Catherine Street West

OTTAWA
171 Slater Street

TORONTO
221 Yonge Street

WINNIPEG
393 Portage Avenue

VANCOUVER
657 Granville Street

or through your bookseller

Price: \$4.00 Catalogue No. RG33-6-1972

Price subject to change without notice

Information Canada
Ottawa, 1972

PREFACE

Price indexes play a central role in public decision making, research and a number of other important areas.

Institutionalism of the price indexes increases the need for improved understanding of their concepts and construction, and for evaluation of various aspects of them in terms of their uses. This study attempts to convey descriptive and evaluative information on the two most widely used price series, the Consumer Price Index and the Implicit Price Index.

The research and much of the writing of this report were completed while the author was with the Prices and Incomes Commission (PIC) during the summer of 1970. It could not have been completed without co-operation and assistance from the Prices and National Accounts Divisions, Statistics Canada (formerly Dominion Bureau of Statistics). In particular, the contributions of Anton Gilham of the Prices Division and Ellen Buckley of the National Accounts Division were greatly appreciated and are acknowledged. Several reviewers within Statistics Canada and the PIC made valuable contributions toward revision. However, the author accepts full responsibility for all opinions herein expressed or implied, and for any errors in content. Publication of this report by the Commission does not imply that opinions or recommendations contained herein necessarily reflect those of the Commission.

CONTENTS

	Page
PREFACE.....	iii
Chapter 1. INTRODUCTION.....	1
Scope and Objectives.....	1
Inflation and the Price Series.....	3
Chapter 2. THE CONSUMER PRICE INDEX.....	11
The Index and Its Uses.....	11
Conceptual and Procedural Differences between the Pure-Price and Constant Utility Indexes.....	15
Definition, Scope and Coverage of the Consumer Price Index.....	22
Coverage.....	23
Relationship of the Sample Frame to Canadian Population by Income.....	24
Relationship of the Sample Frame to Canadian Population by Urbanization and Family Characteristics.....	25
Item Coverage.....	30
Vendor Coverage.....	32
Weights and Weighting Patterns.....	33
Effects of Reweighting the Index.....	38
Prices.....	43
Treatment of Quality.....	54
Summary of Probable Bias in the Consumer Price Index.....	60
Sensitivity of the Index to Specified Procedural Changes.....	66
Chapter 3. THE IMPLICIT PRICE INDEX OF GROSS NATIONAL EXPENDITURE.....	75
Introduction.....	75
Deflating Gross National Expenditure.....	81
An Evaluation of the Implicit Price Index.....	84
Chapter 4. COMPARISON OF CONSUMER PRICE INDEX AND IMPLICIT PRICE INDEX.....	97

	Page
Chapter 5. SUMMARY AND RECOMMENDATIONS.....	107
APPENDIXES.....	113
BIBLIOGRAPHY.....	130

TABLES

I	Income and Expenditure Distribution by Income Group from Expenditure Survey Data.....	25
II	Canadian Urban-Rural Population Distribution 1956, 1961 and 1966.....	28
III	Distribution of Canadian Population by Family, Size and Urbanization.....	28
IV	Household Expenditures and Expenditure Weights 1947-48, 1957 and 1967....	35
V	Relative Importance of Consumer Credit, 1957, 1967 and 1968.....	38
VI	Consumer Expenditure on Interest as a Percentage of Personal Expenditures in Table V.....	39
VII	Effect of Alternative Calculation Procedures and House Prices on the Mortgage Interest Index.....	52
VIII	Distribution of Gross National Expenditure (Current Dollars) 1961 and 1969..	81
IX	Relative Importance of Classes of Price Indexes in Deflation, 1961.....	83
X	Distribution of Current Dollar Personal Expenditure on Goods and Services in Gross National Expenditure, 1961 and 1968.....	88
XI	Distribution of Major Components of Current Dollar Government Current Expenditure on Goods and Services in Gross National Expenditure, 1961 and 1968.....	89
XII	Estimated Productivity Increase, Selected Categories of Employees.....	91
XIII	Distribution of Current Dollar Gross Fixed Capital Formation in Gross National Expenditure, 1961 and 1968.....	92

FIGURES

1.	Per Cent of Population Below, Within and Above Target Group Income Levels from Published Population Data.....	26
2.	Per Cent of Population Below, Within and Above Target Group Income Levels from 1964 and 1967 Dominion Bureau of Statistics Expenditure Surveys.....	27
3.	Effect of Weight Change on 1957 to 1960 Price Movements (1949 = 100)....	40
4.	Monthly Rates of Change.....	40
5.	Absolute Difference in Index Levels (1957 weighted minus 1947-48 weighted)	40
6.	Absolute Difference in Index Levels, Selected Components (1957 weighted Index minus 1947-48 weighted Index).....	42
7.	Effect of Seasonal Weights on Food Price Index 1961-1970.....	44
8.(i)	Housing Index with 1957 and 1967 Weights.....	45
8.(ii)	Clothing Index with 1957 and 1967 Weights.....	45
8.(iii)	Transportation Index with 1957 and 1967 Weights.....	46
8.(iv)	Health and Personal Care Index with 1957 and 1967 Weights.....	46
8.(v)	Reading and Recreation Index with 1957 and 1967 Weights.....	47
8.(vi)	Tobacco and Alcohol Index with 1957 and 1967 Weights.....	47
8.(vii)	All-Items Consumer Price Index with 1957 and 1967 Weights.....	48
9.	Quarterly Indexes of Tenant Costs.....	65
10.(i)	Sensitivity of Consumer Price Index to Addition of Consumer Credit.....	69

	Page
10.(ii) Sensitivity of Consumer Price Index to Revised New House Weights and Prices.....	70
10.(iii) Sensitivity of Consumer Price Index to Revised Mortgage Interest Weights and Prices.....	71
10.(iv) Sensitivity of Consumer Price Index to Quality Deflated Rent Index.....	72
10.(v) Sensitivity of Consumer Price Index to All Procedural Changes.....	73
11. Comparison of Preliminary and Revised Implicit Price Index of Gross National Expenditure.....	80
12. Current and Base Weighted Indexes of Aggregate Price Change.....	85
13. Unadjusted and Adjusted Indexes of Input Costs for Non-Residential Construction in Gross National Expenditure, (1961 = 100).....	94
14. Unadjusted and Adjusted Indexes of Input Costs for Residential Construction in Gross National Expenditure, (1961 = 100).....	94
15. Implicit Price Index of Gross National Expenditure Excluding and Including Inventory Adjustment.....	95
16. Historical Comparison of Three Major Price Indexes.....	100
17. Quarter-to-Quarter Changes in Implicit Price Index and Consumer Price Index.....	101
18. Quarter-to-Quarter Changes in Implicit Price Index of Personal Expenditure for Goods and Services and Consumer Price Index.....	102
19. Same-Quarter-Previous Year Changes, Implicit Price Index and Consumer Price Index.....	103
20. Same-Quarter-Previous Year Changes, Implicit Price Index (Personal Expenditures) and Consumer Price Index.....	104

APPENDIXES

I Revised Weights Calculated from 1967 Expenditure Survey.....	114
II Consumer Price Index and Selected Components Calculated from the 1967 Weighting Pattern.....	116
III Effect of Specified Procedural Changes on the 1957 Weighted Consumer Price Index.....	120
IV Differences Between the United States and Canadian Consumer Price Indexes	123
V 1969 Expenditure Surveys.....	129

chapter one

INTRODUCTION

SCOPE AND OBJECTIVES

Intensified concern with price inflation since the mid-1960s has increased our interest in and dependence upon available measures of price change, the price indexes. There are several alternative price indexes from which to choose an “index of inflation”. Presumably the harmful aspects of inflation are its redistributive characteristics which will arise primarily in the consumer and export, or final demand, sectors of the economy. As a result this study focuses on two indexes which measure price change in the final demand sectors, the Consumer Price Index (CPI) and Implicit Price Index of Gross National Expenditure (IPI). The overall objective of this study is to review and evaluate the CPI and IPI as measures of recent price change in Canada. Some effort is devoted to raising issues and problems in using price indexes directly as “indexes of inflation”.

Several alternative criteria may be used to evaluate the indexes but three were chosen for application throughout the study—compatibility of the index as it is produced with its uses, its reliability, and its availability. Most of the discussion in this report refers to the period since 1961 with some references to the period since 1957. Comparison of movements in the two indexes during this period provides a mixed interpretation of price change. On the one hand the official published forms of the CPI and IPI appear to move closely enough together to suggest that either is an adequate indicator of price trends. However, to analyse this proposition fully it is necessary to analyse their concepts, compo-

sition and construction carefully. On the other hand, discrepancies in their short-term movements become apparent when simple transformations of the original series are made. What is attempted therefore is a detailed analysis of each series according to the three criteria, and a comparison of their scope, concepts and recent movements.

A major proportion of the paper is devoted to reviewing concepts and procedures of each index. In discussion of the CPI, the major uses of that index are summarized and implications of those uses developed, including the major conceptual and procedural differences between an index of consumer prices and an index of the cost-of-living. A limited effort is made for both indexes to identify the sources and directions of measurement error, and when possible, to assess their probable magnitudes. One of the main aims of the study is to test sensitivity of the CPI to specified procedural changes in weighting and pricing. Whereas the tendency in previous studies has been to concentrate on the 'quality' problem associated with indexing, this study focuses on a broader range of issues, emphasizing the problems of using a single index for many uses and weighting bias. Two brief sections are devoted to a descriptive analysis of comparative movements in the two indexes and to summarizing suggested changes in both indexes.

The similarity of procedures in price indexing in Canada and the U.S. results in a substantial degree of compatibility between price series in each country. An appendix to this study briefly compares the two consumer price indexes. This similarity has the fortunate side-effect of providing researchers in Canada with a relative wealth of conceptual studies on indexing problems. In particular, *The Price Statistics of the Federal Government*¹ provides a basic and detailed guide to most of the problems arising from price indexing. In addition, a study of some aspects of the Canadian Consumer Price Index was conducted for the Royal Commission on Banking and Finance in 1961.² That study remains relevant today since the concepts and procedures of the CPI are basically unchanged since 1961. However, Asimakopulos' analysis concentrated primarily on the quality problem with very limited reference to the other characteristics of the index. Therefore, this study attempts to complement the earlier study, extending analysis into other areas and providing a fuller treatment of issues involved in measuring inflation.

There are several shortcomings in this study. First, although our interest in inflation is ultimately in price movements in final demand sectors, understanding of the sources and timing of these movements also requires analysis of price movements in other sectors of the economy. Therefore it would be desirable to apply the same evaluative criteria to an in-depth study of other important price indexes. Time limitations prevented this. In addition, sampling characteristics and properties play an important role in determining the reliability of indexes; this aspect of both indexes is inadequately covered in this study. Similarly,

¹ National Bureau of Economic Research, *The Price Statistics of the Federal Government*. NBER General Series, No. 73. (1961).

² A. Asimakopulos, *The Reliability of Selected Price Indexes As Measures of Price Trends*.

reliability of the Implicit Price Index is influenced by the quality of the basic national accounting data from which it is derived. It was not possible to include this possible source of error as an element of this study. Finally, and probably most seriously, this paper suffers from the same deficiency that characterizes its forerunners—nonspecificity of the magnitude of errors and bias. There are several reasons for the deficiency. In some cases the fundamental concept against which the index is being compared is itself nonquantifiable and therefore discrepancy from that norm is also incapable of quantification. In other cases, error is quantifiable but only if additional information and a great deal of additional research were conducted. Since time and effort are limited resources to researchers and price indexers alike, we must accept compromise even if it detracts from the quality and specificity of the final product.

INFLATION AND THE PRICE SERIES

Price indexes are expressions of changes in price levels over time derived by aggregating sets of price changes with an appropriate weighting pattern. Price variation is measured relative to a specified base period in time (time base) where the price level is arbitrarily set at 100. Weighting patterns, which are held constant in order to measure only price variation, are generally chosen from some historical period (historical weights) but they may also be chosen from current data (current weights). The time and weight bases are separate reference points in constructing price indexes and need not coincide. An almost infinite number of price indexes can be calculated for the Canadian economy by applying various combinations of product, industry, price determination stratum, weighting, and index formula criteria. Cost considerations limit compilation and publication to a few major indexes provided by Statistics Canada. Following are those most frequently used:

Export and Import Price Indexes: 1948 weight and time bases, currently under revision; provide measures of price movements for goods and services traded by Canada in international transactions. Described in Dominion Bureau of Statistics (DBS), 62-508 (occasional).

Wholesale Price Index: 1935-39 weight and time base, sometimes called the General Wholesale Index; follows a commodity approach in measuring price change of commodities sold by producers and distributors. Described in a 1950 DBS Reference Paper.

Industry Selling Prices Indexes: 1966 weight base, 1961 time base; consist of a large number of disaggregated price series of manufacturers f.o.b. plant selling prices covering about 140 Standard Industrial Classification (SIC) industries. Described in DBS, 62-528 (occasional).

Index of Average Weekly Wages in Manufacturing: a measure of movements in wage earners' incomes. Deflation by the Consumer Price Index provides a crude measure of movements in "real" wage earners' incomes. Described in DBS, 62-002 (monthly).

Consumer Price Index: 1957 weighted, 1961 time base; measures movements in prices of a large number of goods and services purchased by consumers. Described in DBS, 62-518 (occasional).

Implicit Price Index of Gross National Expenditure: current weighted, recently revised to a 1961 time base; an aggregated all-sectors index and sector indexes derived as a by-product of deriving “real” expenditure from the national accounts. Described in DBS, 13-502 (occasional).

Each of these indexes is produced under its own set of concepts, conditions, scope, etc., which will affect its suitability to measurement of inflation. One important consideration for this purpose appears to be level of price determination where movements are recorded. Due to variations over time in market structure, returns to productive resources, resource productivity and profit rates, price variations in primary production, manufacturing or distributive levels of the economy are not necessarily reflected in corresponding variation in the final demand sectors. Price indexes at levels other than final demand may be useful in identifying sources of inflation, tracing its history, and even signaling impending inflation or disinflation. But the distributive characteristics which cause public concern will be most obvious in final demand sectors, particularly the consumer sector. It is for this reason that quantitative references to the degree of inflation are usually equated with movements in the Consumer Price Index and, less frequently, with movements in the Implicit Price Index. It is also the reason for this study focusing on these two indexes.

An index of prices for goods and services in final demand reflects the combined result of a large number of forces. Unless the simple lexicographic interpretation of the term ‘inflation’ is used (i.e., increase), not all measured price change results from inflationary economic conditions for which anti-inflationary tools are relevant. Some variation in the price indexes can result from factors or sources external to the process of inflation. Very little attention has been paid to the measurement aspects of inflation in either economic literature or empirical research except for the attempts to identify and reduce index bias due to measurement error, in particular quality variation. Even in the U.S., where a great deal of research effort has been directed toward evaluating concepts and methodologies of the price series, there has been only limited treatment of the problems in isolating inflationary price movements from measured price change. One of the problems, of course, is in defining exactly what is meant by the term ‘inflation’. In the following discussion, the attempt is made to clarify these issues by outlining conceptually the major sources of variation in a price index. The discussion is far from a complete statement of the problem; indeed it represents another area of research of substantial importance. The discussion does however outline the problems associated with using a price index directly for monitoring inflation and it provides a general framework for analysis and conclusions throughout the study.

Changes in the values of an index, I_t , relative to its time base are a measure of the time rate of change in prices. In very general terms, measured variation consists of a component due to economic forces which operate to produce price

variation, or true price change, and when measurement is imprecise, a component representing spurious variation. Mathematically index variation, $I_t - I_{t-1}$, can be represented as:

$$\frac{\delta I}{\delta t} = f(\varnothing, \epsilon) \dots (1),$$

where \varnothing represents price movement produced by the combined effect of economic forces, and ϵ is variation arising from the combined effect of measurement errors.

Ignoring the components of measurement error for a moment, we can further identify the impact of economic forces in the following manner:

$$\varnothing = f(s, c, m, i) \dots (2),$$

where s and c represent seasonal and cyclical variation respectively, m is price movement resulting from variable market conditions throughout the economy, and i is price variation defined as inflationary. Each of these components and their characteristics will be discussed below but the implications of these components to the use of a generalized price index as an index of inflation are important since they, and the error components, indicate that inflationary pressures are only one source of variation in an index.

Seasonal price variation may arise from several sources. In perishable food commodities it arises from either seasonal variation in demand or supply, or a combination of the two, and for most commodities it is tied directly or indirectly to climatic conditions. Similarly, automobiles, clothing, heating fuels and housing probably also manifest a more or less repetitive pattern of price variation. But seasonal price variation, by definition, has a tendency to be self-correcting and should be removed from the index in directing policies against inflation. Similarly some cyclical price movements in industries or sectors (e.g., those associated with early stages of economic recovery) should not be cause for alarm as they are only symptomatic of a normal, healthy functioning economic system. On the other hand, general cyclical price increases experienced under near-full employment conditions may be symptomatic of impending inflation. As indicated below, the actual ability to identify and separate out each of these sources of price variation is a difficult task.

The market adjustment impact, m , may arise from several sources including government policies and programs, international conditions and uncontrollable events. A characteristic of the adjustment is that some economic conditions in a subsystem have changed, producing variations in relative prices and resource allocation within that subsystem. Prices may increase or decrease. In addition, the change is once-for-all in the sense that the subsystem will react and adjust toward a new equilibrium and stabilize at that level until conditions alter once more. The subsystem may be limited to a commodity or an industry, or it may be a sector depending on the conditions which cause the change. The extent to which such variation is reflected in a price index will, naturally, depend on the relative importance of the affected products in the index. Since an index is an aggregation of many such changes, some in each direction and with no distinc-

tion made between specific or general movements, it is extremely difficult to isolate such variation by simply looking at changes in the index.

Many examples of this type of variation can be cited. Deliberate policy measures such as currency revaluation, indirect taxation and some agricultural programs have a direct impact on consumer prices. Direct taxation and subsidies have an indirect effect. Compulsory measures designed to prevent or reduce environmental pollution will almost certainly be reflected in higher prices for a number of final demand goods and services. Similarly, unregulated events such as labor disputes and production or distribution problems due to weather and international developments affect prices and resource allocation. The reduction in food prices during the autumn of 1970 is a further example of market adjustment as it is referred to here: the so-called 'price war' developed as retailers followed a new merchandising strategy; price reductions in some food items, in particular meat products, resulted from developments in domestic and foreign agriculture during the preceding two or three years. The important point in the last two examples is that the price reductions produced in each case were totally unrelated to underlying inflationary pressures in Canada; indeed, the rapidly increased production of livestock in Canada since 1968 and the price discounting policy of retailers in 1970 occurred in spite of inflation.

The important characteristics of market adjustment price changes then are that they may occur in either direction, they are not general in scope, they tend toward a new equilibrium once they have occurred, and they are nonrecurring until conditions which produced them change. Their importance lies in the fact that conventional counterinflationary tools will generally be unsuited to their regulation. To accept such variation as inflationary is to require completely new methods and mechanisms in combatting inflation.

Finally, we discuss the component of true price variation which is directly relevant to public policy on inflation, i. In conceptually separating out 'inflationary' and 'market adjustment' components, the implication that inflation is not part of an overall market process is not intended. In a market-oriented economy the process of inflation is indeed a series of adjustments in certain market variables and is therefore a form of market adjustment. However, inflationary adjustment has characteristics differing from those outlined above. First, it is commonly accepted that inflation is a general and persistent upward movement in prices. In addition, it is a cumulative process, i.e., price change in factor or product markets results in the spiralling effect common in inflation terminology. Finally, inflationary price change would be expected to produce different resource allocative results. Pure market adjustment produces resource allocation because some prices change, producing changed relative price levels. It is conceivable, although improbable, that under inflationary conditions all prices would change an identical amount and no resource reallocation would occur.³ The general case would be that some resource adjustment would occur because relative prices have changed but at a new, higher level for all prices.

³ This statement ignores any effects on economy-wide resource allocation that cash balances or money illusion might have, and assumes either an economy isolated from any international transactions, or equivalent price increase in all other countries, all of which are unrealistic.

In practice the distinctions among these sources of price variation will not be as distinct as suggested here. It was suggested earlier that stage of the cycle and associated economic conditions will determine whether cyclical variation is, or will become, inflationary. Similarly a market adjustment process, if occurring on a broad enough scale, may initiate general and cumulative price increases throughout the economy. In fact this was the general argument presented by Schultze in his 'demand-shift' theory of inflation.⁴ Also, initially noninflationary food price increases may be sufficiently important to initiate wage increases through wage-adjuster formulae, ultimately producing general cost-push price increases. But these observations only indicate the interrelationships among the economic forces which produce price change and underline the complexity of the measurement problem.

Turning now to the error component, ε in (1), three separate sources are identified and discussed. Fixed weights in an index produce error because they fail to account for the changing importance of items resulting from changed relative prices. In addition, index numbers are based upon sample statistics which are expected to produce sampling error. Finally, conceptual discrepancies and procedural modifications in indexing introduce a third form of measurement error. Therefore, we can partition the error component as follows:

$$\varepsilon = f(\beta, \sigma, \rho) \dots (3),$$

where β represents 'formula' error, σ is statistical sampling error, and ρ is 'concept' error. Desirable properties of these error components can be specified. For short-run purposes when period-to-period variation is the interest, it is desirable that the magnitude of each error be zero, or if non-zero, at least known or estimable. For purposes of tracing price variation over a series of periods, it is desirable that interperiod errors be offsetting with an average error value of zero, i.e., an unbiased index. This latter characteristic requires that indexing concepts and procedures result in $E(\beta)=E(\sigma)=E(\rho)=0$ implying $E(\varepsilon)=0$. Unfortunately, the 'constants and compromises'⁵ of price indexing achieve something less than these conditions.

In Chapter 2, second section the problem of formula bias, β , is discussed. But, briefly, it results from the use of fixed weighting patterns in index formulae and its direction can be deduced theoretically. However, its magnitude is difficult, if not impossible, to calculate directly. The effect of employing historical base weights in a Laspeyres index over long periods of time when relative prices are changing is to overemphasize prices of commodities or services which have increased in price (or decreased relatively less than others), and to underemphasize prices which have decreased (or increased relatively less). Thus historical base weights produce an upward bias of price change over time. Use of current weights in a Paasche index have the opposite effect and produce a downward biased estimate of price change. Under conditions of reasonably stable consumer preference

⁴ C. L. Schultze, "Recent Inflation in the United States". *Study Paper No. 1*. U.S. Congress, Joint Economic Committee. Washington, 1959.

⁵ Abner Hurwitz, "Constants and Compromise in the Consumer Price Index". *American Statistical Association Journal*. December 1962.

patterns and incomes, we would expect a Laspeyres index to produce a larger measure of price change on the same data than that provided by a Paasche index. But significantly, the magnitude of formula bias increases over time as current weighting patterns diverge from the base weights. Therefore it can be established that for a Laspeyres price index $E(\beta) > 0$ and $\frac{\delta\beta}{\delta t} > 0$. Although it is difficult to quantify the magnitude of formula error, subsequent analysis will provide information which can be used to establish its order of magnitude.

Sampling error, σ , arises from the complex set of sampling strata and procedures followed in providing weights for an index and in collecting price data. Expenditure weights for a base weighted index are obtained periodically from household expenditure surveys. (See Chap. 2 second section and Appendix V). Price data are obtained from samples drawn on prices, items, vendors, regions (cities) and price samplers with the result that the potential sources of sampling error are numerous. Moreover, sampling error in its broadest sense is not independent of the use made of the index since frequently the use will define the relevant sampling frame. For example, the Consumer Price Index is based upon expenditures and prices drawn from restricted subsets of the consuming population and consumer prices; when the index is applied as a measure of general price change, the relevant population would be all consuming units and all prices. Therefore when the CPI is used in the broader economy context, sampling error will exist unless the distribution of characteristics is identical in the two populations.

Little is known about the magnitude of sampling error in price indexing and, indeed, there is not even common agreement that it can be measured.⁶ One feature of the major price indexes in Canada which complicates the estimation of sampling error is the almost exclusive use of 'judgment' sampling to establish item components, vendors and price estimates. This study was not able to analyse the statistical properties of the indexes but it appears to be an area worthy of some research. However, one characteristic of the indexes which would be useful and which should be fairly readily available is its sampling variance. Periodic or continuous reporting of item price variance and covariances would permit calculation of index variance. In later sections the need is established for also providing periodic analysis of the relationship between prices of sampled and nonsampled items in order to establish representativeness of the calculated index for broader application.

Concept error, ρ , refers to variations in measured price change resulting from (1) adjustments made to price data in order to bring them into conformity with indexing requirements as items and conditions change over time, and (2) errors produced by inappropriate use of the index.⁷ Clearly concept error may exist

⁶ The Stigler Report states "... it is frequently stated that it is actually impossible to define or estimate that portion of sampling variability of an index that arises from sampling commodities.", and further, "The Committee accepts no one of these arguments in its entirety, and feels it is both possible and necessary to estimate and publish the sampling precision of a price index." See National Bureau of Economic Research, *The Price Statistics of the Federal Government*. (1961), pp. 39-44.

⁷ The Stigler Report referred to the first component of concept error as defined here as "procedural" error. It also pointed out that procedural error is frequently held to be quantitatively greater than sampling error. See NBER, *ibid*, p. 40. As later discussion indicates, it appears useful to maintain the broader definition of concept error.

even if sampling error is zero, and like sampling error, it is not independent of the use made of the index. An example of concept error which has received a great deal of attention in the literature is treatment of quality:

If a poll were taken of professional economists and statisticians, in all probability they would designate (and by a large majority) the failure of the price indexes to take full account of quality changes as the most important defect in these indexes. And by almost as large a majority, they would believe that this failure introduces a systematic upward bias in the price indexes—that quality changes have on average been quality improvements.⁸

The argument of positive bias is based upon the assumption that quality improvements are either ignored or incompletely compensated for in indexing. (See Chapter 2 second section.) But a number of other important examples exist and are discussed in this study. These include failure to reflect prices *paid* by consumers, incorrect weights and prices for owned housing and mortgage interest, ignoring all consumer credit costs, except mortgage interest, and under-representing total durables purchases. It is difficult to quantify the magnitude of aggregate error arising from these sources and it is frequently difficult even to establish its direction. In spite of this, much of what follows is devoted to refining the dimensions of this problem and one section makes a number of procedural changes in weights and prices in order to test the sensitivity of the index to changed procedures.

All of the foregoing sources of measured price variation have been recognized in one form or another by index users. Some efforts have been made to adjust for them although most of the effort has concentrated on removing sources of measurement error. As indicated early, very little attention has been paid to isolating the inflationary variation component of $\frac{\Delta I}{\Delta t}$. The most obvious attempt at this is removal of seasonal variation by various seasonal adjustment routines. A roundabout adjustment is made on the Implicit Price Index by seasonally adjusting its two components, current and constant values of Gross National Expenditure. The Consumer Price Index is not seasonally adjusted in Canada officially, although about half the food component is constructed from seasonalized food weights.⁹

A second and complementary form of adjustment which has been made in an effort to isolate inflationary effects involves removing components of the index which are considered to have been subjected to unusual non-inflationary economic conditions. This procedure was followed by the Economic Council in its *Third Annual Review* by removing food from the CPI.¹⁰ It was argued that food prices in Canada are determined by factors occurring outside the country and which are independent of domestic inflation. This argument corresponds closely to our previous discussion of variation resulting from conventional market adjustments. However, even though this assumption may be valid for some periods

⁸ NBER, *ibid*, p. 35.

⁹ The Bank of Canada uses a version of the X-11 Seasonal Adjustment computer package developed for the U.S. Bureau of the Census to adjust the CPI seasonally. While judgment is not passed on this particular adjuster, the foregoing discussion points out the need to adjust seasonally any price index used as a short-run indicator of inflation.

¹⁰ Economic Council of Canada, "Prices Productivity and Employment", *Third Annual Review*, November 1966.

and subcomponents (e.g., the 1970 food price-discounting spree and recent pork and poultry product prices in 1971) it is certainly untrue for a large group of other factors such as labor and construction costs, interest rates, and an increasing proportion of raw materials and manufactured goods which affect food prices. Excluding an important index component may exclude important inflationary change. Although this procedure may provide useful information on the timing and relative importance of price change, it has limitations for isolating inflationary movement.

A more appealing approach is to reconstruct or transform the index to one which is more suited to the specific measurement problem. A partial effort towards this objective is made in Chapter 2 fifth section. An alternative approach which is appealing on theoretical grounds was proposed and tested by Matuszewski.¹¹ Principal component analysis was employed to extract the central tendency from major components of an index (in the specific example, the Consumer Price Index) and a new index was computed by reweighting each component by its contribution to the central tendency. The procedure reduces weights associated with more variable categories (e.g., food and clothing) and increases weights of less variable categories (e.g., durables). In periods of general price increase it would also weight more heavily components that increased most rapidly. An index constructed in this fashion obviously loses the change-in-living-costs significance provided by an expenditure weighted index, but it should provide a better indication of general price movements.

In summary, this section outlines three types of price variation which need to be identified and which are relevant to the use of a conventional price index for measurement of inflation—measured price variation, true price variation and inflationary price increase. A conventional price index provides estimates of true price variation but because of indexing problems, it records measurement error as well as general price movements. Four classes of true price variation were identified—seasonal, cyclical, market adjustment and inflationary—but further analysis would be required in order to develop methods of distinguishing each type. Due to measurement error and other economic forces which produce price change, care must be exercised in interpreting a price index as a measure of inflation.¹² The remainder of this study provides a more complete discussion of the concepts and procedures followed in compiling the CPI and IPI, concentrating particularly on sources of measurement error in each.

¹¹ T. I. Matuszewski, "A Note on Consumer Prices," *Canadian Journal of Economics and Political Science*. Vol. XXVI, No. 8, August, 1960.

¹² Another important consideration in using the major price indexes for this purpose has been implied but it should be pointed out explicitly. It concerns important price changes which are not monitored by either index. "The three price indexes [Consumer, Wholesale, and Implicit Price Indexes] alone do not tell the entire story of price inflation. Other measures, such as prices of land, real estate, and common stocks may be even more revealing and significant in some periods. A complete analysis of price inflation, therefore, must review the experience in all of these areas". Congress of the United States, *Hearings before the Subcommittee on Economic Statistics of the Joint Economic Committee*. May 24, 25, 26, 1966, p. 15.

chapter two

THE CONSUMER PRICE INDEX

THE INDEX AND ITS USES

Indexes of retail prices in Canada are available for the period since 1900. Separate indexes covering six different time periods have been produced and a continuous linked series formed from them. Another revision based upon expenditure data collected in 1969¹ will probably be completed by 1972. Each of these separate indexes has been a base-weighted price index with the weights determined from household expenditures; the present Consumer Price Index is weighted by expenditures reported by a 1957 'target group' sample and is intended to measure "... the percentage change through time in the cost of purchasing a constant 'basket' of goods and services representing the purchases made by a particular population group in a specified time period. The 'basket' is an unchanging or equivalent quantity and quality of goods and services."² In concept, therefore, the Consumer Price Index is intended to conform to the characteristics of a 'pure-price' index of prices paid by consumers; in procedure and in final product, it is actually a mixture of a pure-price index of prices charged by retailers and the 'constant-utility' index frequently requested by economists and others.³ The CPI is calculated monthly and is almost immediately available as it is released within two weeks of the end of the month to which it applies.

¹ A brief summary of the 1969 Expenditure Survey is provided in Appendix V.

² DBS, *The Consumers Price Index for Canada (1949 = 100)*. Catalogue No. 62-518, Occasional, (March 1961), p. 7.

³ Definitions of these forms of price indexes are found in section 2 of this chapter.

Most prices used in the index are obtained monthly but there are a few notable exceptions. These exceptions introduce minor problems in recording the exact timing of price change. The index that is first released is also its final version and additional information gained later, including discovery of any reporting errors, is not permitted to change the index.

The Consumer Price Index and its components have become highly institutionalized. There is little doubt that it is the most widely used price index by politicians for public policy and by economists in research. The following enumeration of uses, while not exhaustive, indicates the more important applications of the CPI and points out an important problem facing index compilers and users—the difficulty of compiling a single index which can be used to meet a multiplicity of demands.

- (a) The CPI is used as an indicator of price change in determining many aspects of monetary, fiscal and social policy.
- (b) It is frequently used as a benchmark in international comparisons of economic conditions.
- (c) It is used as a bargaining criterion in wage and salary negotiations, and as an adjustment criterion in contractual agreements and social programs to compensate wage rates or income for price increase.
- (d) The CPI and components of it are the most important index of price change used to deflate current dollar values of GNE in deriving an index of real national output.

The functions performed by a price index in (a) and (b) appear to be very similar. Therefore the required characteristics of the index will be similar and they can be discussed together. A prominent U.S. economist stated that “At the quiver of a decimal point in the Consumer Price Index, the government has instituted restrictive monetary and fiscal policies.”⁴ While this may be an oversimplification of the basis for public policy determination in Canada, there is substantial political, administrative and public sensitivity to movements in the CPI and policy decisions are affected by them. Within these two use classifications, two further issues are identified: the degree, direction and magnitude of price movements, i.e., monitoring price change, and also the impact of that price change on consuming patterns and welfare. An index of consumer prices which is used as a determinant of public policy at the aggregate or economy level is *a priori* suspect because of its restricted sampling frame. But additionally, separate types of indexes are required for monitoring price change and for determining the effects of that change.

Where monitoring price variation is the objective, an index that measures changes in prices of transactions as they are negotiated is required. For example, it should record current market prices of new and used durable items and current interest rates on consumer debt, irrespective of existence of contractual arrangements or durable consumption carried into the period at different real or nominal prices. The weighting pattern appropriate to such an index would be a current or historical set of weights reflecting the rate at which transactions

⁴ Richard Ruggles, *Challenge*, Vol. No. 2, November 1961, p. 8.

occur, i.e., rate-of-purchase expenditure weights. On the other hand, to determine effects of price change requires a different form of price index. It requires measuring the impact of changes in transaction prices on the cost of consuming goods and services whether currently or previously purchased, and ultimately the effects of price change on economic welfare. This is a much more difficult problem computationally and requires a different interpretation generally of both prices and weighting patterns and, ideally, much greater detailed disaggregation of the data according to regional, income, and household characteristics. These differences in index requirements are critically important—they represent the basic difference between an index which is designed to measure pure-price change and one which is designed to measure or approximate a constant-utility index. The next section distinguishes between the pure-price and constant-utility indexes.

As in the case of public policy, the problem of international comparisons has both pure-price and welfare dimensions but here the applicability of index numbers is further limited because the concepts and methods of calculating index numbers generally preclude meaningful comparisons of price levels or levels of living between countries. However, similar and consistent price series can be applied to comparing rates of change in prices between countries and, if the limitations are recognized, they can also be used to draw inferences on changes in the effects of price variation.

In recent years it appears that the index method of wage negotiation and adjustment has been adopted explicitly or indirectly by a wide range of organized or unorganized groups covering all income levels of salaried and wage-earning employees. Old age pension payments are also adjusted for price increase. It is apparent that this process, determined by measured price behavior in a specified time period, itself becomes a determinant of subsequent price behavior through the impact of wages and salary adjustment on production costs. Furthermore, the greater the proportion of wage and salary earners successfully employing the process, the greater is likely to be the effect on subsequent prices. Therefore, this method of wage determination itself can become inflationary in a period of persistent and significant price increase. The index needs for adjusting wages and salaries for price change have been developed by Liviatin and Patinkin;⁵ briefly, what is required is a measure through time of the relative money costs of maintaining a constant real income or given level of utility. In this form of index both prices and quantities are permitted to vary in response to changing relative prices and the index is weighted by a constant level of living. The conventional historically weighted price index fails to adjust for changed consumption patterns produced by changing relative prices and therefore overstates income adjustment required to compensate for a given set of price changes.⁶

⁵ Nissan Liviatin and Don Patinkin, "On the Economic Theory of Price Indexes", *Economic Development and Cultural Change*, April, 1961, p. 502–536.

⁶ Another example of the need for a constant utility index is in deriving the Index Numbers of Weekly Wages or "Real wages". As Statistics Canada correctly points out in the description, deflation of weekly wages by the CPI measures real wages in terms of the equivalent quantity and quality of goods and services purchased in the base year. However if relative prices change, substitution among commodities and services will permit wage earners to achieve greater increases in their real living standards than those implied by the present Index. See Statistics Canada, 62–002 (Monthly).

Ideally an index, sufficiently disaggregated to reflect changes for those groups whose wages are being adjusted, would be used. The apparent widespread use of the CPI for this purpose in Canada would require that it be made at the same time more specific and more general—more specific in providing data for each category of wage earner, say by income, occupation and region, and more general in providing data for a broader representation of the population than the target group. While there are severe practical limitations in providing separate disaggregated indexes and even in computing a general constant-utility index, it is obvious that a single index cannot adequately meet all of the requirements of wages and salary adjustment.

Use of retail price series as deflators of Gross National Expenditure in obtaining measures of real national production is a less apparent but vitally important application. And since current and constant national expenditures are the inputs for the Implicit Price Index, the Consumer Price Index and its components will affect that measure of price change. (See Chap. 3.) Output in the national accounts has traditionally been treated in a strictly physical or resource utilization context and not in the alternative, less tangible welfare sense (although paradoxically, measured real output is often used as a measure of welfare change). One cannot avoid the impression that institutions responsible for compiling price indexes, particularly in the United States, have been heavily influenced by the strictly physical definitions of goods and services imposed on them by deflation of National Expenditure.⁷ On the other hand, the eminent economists who have stressed the need for a constant-utility index to replace the pure-price index seem to have overlooked that only the latter is appropriate to the deflation process as long as the physical interpretation of national output is maintained. What is required for deflation is an index of price change alone measured from transactions as they occur. Since the national accounts are economy-wide in scope, the deflators also should be national in scope and represent all items transacted.

This brief review of the major uses of an index of consumer prices serves to indicate in a preliminary way the need for two kinds of price indexes. One of these is an index to monitor changing levels of prices of goods and services traded in a specific time period, appropriate to monitoring inflationary and noninflationary price movements, deflating the national accounts and comparing results of economic activity in other national economies. The second need is for an index which measures the money cost of maintaining a specified level of real income under conditions of changing prices. Such an index is needed for indicating some of the welfare aspects of price change and for wage and salary adjustment.⁸ The compelling inference to be drawn from the discussion here and

⁷ For example, Gilbert argued that only physical, and not performance or other less tangible characteristics of goods are needed. He also argued that performance characteristics were not capable of being measured. Milton Gilbert, Bureau of Labor Statistics, *Monthly Labor Review*, September, 1961.

⁸ Steiner has suggested a third alternative in which the effect of price change on current outlays from income would be measured. This proposal is intermediate between the pure-price and constant-utility indexes but because it appears to be of limited use-value, it is not discussed here. See Peter D. Steiner, "Consumer Durables in an Index of Consumer Prices." Staff Paper No. 6, in NBER, *The Price Statistics of the Federal Government*.

in the first section is that an index designed for a single purpose may be unsuited for another. Moreover an index which combines characteristics of both is likely to be unsuited to its major applications. The use-criteria outlined here also establish that an index of pure-price change should be economy-wide in scope whereas a welfare index ideally would be disaggregated by regional, income, occupational and other characteristics. The following section examines these two index forms in greater detail.

CONCEPTUAL AND PROCEDURAL DIFFERENCES BETWEEN THE PURE-PRICE AND CONSTANT UTILITY INDEXES

The previous discussion outlined the need for two index forms on consumer prices. This section discusses the fundamental conceptual differences between them and indicates procedural modifications that would be required to modify weighting patterns and prices in order to produce each series. The discussion refers only to goods and services purchased by consumers in commercial retail outlets. However, there is a large and increasing proportion of goods and services for consumption which are purchased through nonretail and noncommercial channels (for example, direct wholesaling and importing, hospital and medical care, education, highways, fire and police protection and recreation facilities) which are relevant to monitoring price change and measurement of inflation. Moreover, the treatment of these in the different index forms would generally be different. But nonmarket or public goods present serious procedural problems in indexing and are traditionally excluded from samples of consumer prices. Exclusions of this type limit the usefulness of an index in the measurement of inflation and they limit its application for wage and salary adjustments. They also limit its use in international comparisons of price movements as countries redistribute expenditures among privately and publicly provided consumer goods and services. But having noted these limitations we exclude them from this discussion because of the difficulty of incorporating them into the index.

An index designed to measure only price movements of consumer goods and services, referred to here as a 'pure-price' index or CPPI, employs a fixed market basket of quantity or expenditure weights for aggregating together sampled price movements. In a continuously changing economy, adjustments must be made to items and prices in order to maintain comparability through time of qualitative and physical characteristics. An index value at any period of time is interpreted as the effect of price change (relative to the time base) on the money cost of purchasing a specified and fixed bundle of goods and services. A number of alternative index formulae are available but the two most commonly used are the base-weighted Laspeyres Index and the current-weighted Paasche Index. The indexes may be calculated identically from prices and quantity weights or price relatives and expenditure weights. The alternative indexes are:

Laspeyres Price Index, with quantity weights

$$L'_t = \frac{\sum_i P_{ti} Q_{0i}}{\sum_i P_{to} Q_{to}}$$

with expenditure weights on price relatives

$$L_t'' = \frac{\sum_i \frac{P_{ti}}{P_{oi}} (P_{oi} Q_{oi})}{\sum_i P_{oi} Q_{oi}}$$

where the subscripts o and t refer to historical base period and current time period respectively, and i is the item designation.

Paasche Price Index, with quantity weights

$$P_t' = \frac{\sum_i P_{ti} Q_{ti}}{\sum_i P_{oi} Q_{ti}}$$

with expenditure weights on price relatives

$$P_t'' = \frac{\sum_i P_{ti} Q_{ti}}{\sum_i \frac{P_{oi}}{P_{ti}} (P_{ti} Q_{ti})}$$

Historical or current quantities and expenditures are chosen because they reflect market determined conditions and reduce arbitrariness of the index. Both formulations are subject to an unknown amount of formula bias, and for measuring price change alone there is no theoretical basis for choosing one form over the other.⁹ However, the practical consideration of cost involved in obtaining weights favors use of historical weights which, naturally, are determined least frequently for the Laspeyres Index.

A constant-utility index, commonly referred to as a cost-of-living index, measures the change in money costs (relative to the time base) of maintaining a given level of real income as prices change. Real income is defined by the level of living or utility in the base period.¹⁰ According to economic theory, it is an index in which both prices and quantities are variable but it remains a price index because the ratio of money expenditures comprising the index consists of prices weighted by a given level of utility.¹¹ Unlike the Pure-Price Index the constant utility index is uniquely defined given a specific level of utility but a separate index set can be calculated for each level of utility. Hence it takes the form:

$$I_t^u = \frac{\sum_i P_{ti} Q_{ti}}{\sum_i P_{oi} Q_{oi}}$$

⁹ Bruce D. Mudgett, *Index Numbers* (John Wiley and Sons, 1951) p. 30.

¹⁰ The term "cost-of-living" is confusing and often misused. Living costs increase over time as a result of price increase but they also increase as quantity and quality of goods and services increase in response to a number of economic and noneconomic factors. Therefore, it would be expected that changes in the cost-of-living would refer to any changes in living costs. But as subsequent discussion indicates, an entirely different and very specific definition is attached to the term. Because it more accurately describes the concept, we use "constant-utility" in place of cost-of-living to describe this form of index.

¹¹ The economic theory of constant-utility price indexes and its application to income compensation is found in Liviatic and Patinkin, *op. cit.*

with the superscript u indicating the predetermined level of utility for which the index is calculated. For brevity, the Constant Utility Index will be denoted as CUPI.

In spite of its definitive conceptual characteristics, the immeasurability of utility prevents direct calculation of the CUPI. An indirect method is possible, however. A Laspeyres Price Index can be employed to approximate the Constant Utility Index at the cost of introducing some positive bias into the measure, again because of the fixed weights used in the Laspeyres formulation.¹² If the price of a good or service increases relative to the price of all other commodities, there will be a tendency to shift expenditure away from the (now) relatively expensive item to relatively cheaper items. Hence the response to price change will be for the consumer to purchase less of the relatively expensive item and more of the relatively inexpensive item. Fixed weights in an index naturally fail to measure the adjustment in expenditure and give all price changes constant weights. As a result, the estimate of the change in price on maintaining a constant level of living will be overstated with overstatement occurring anytime prices of substitute goods or services change. The fact that the Laspeyres Index form can be used to approximate the Constant Utility Index appears to be overlooked by those who seriously question the practicability of compiling this form of index. But a number of procedural details, among which are the sampling frame, specific weights, definition of price, and quality, would distinguish the CPPI and CUPI.

The sampling frame establishes the population for which an index can be considered representative. From earlier discussion of uses of the CPPI, it is clear that expenditures and prices for the entire population of consumers would be required. Applying an index based upon a restricted subset of households to a broader population may introduce measurement error. On the other hand, economic theory of a constant utility index implies a group indifference curve and the need for complete homogeneity of preference patterns. This is a restrictive condition which is at best only approximated by households which are standardized in several economic characteristics, i.e., a very homogenous target group. Moreover, to meet all the needs for this form of price index, a set of indexes would be required for each relevant target group. Such a set of indexes would enable refining our knowledge on the effects of general price change on groups such as low-income earners, the retired, rural and farm households, and other specific groups but it is likely unfeasible, and unnecessary, to produce these series on a monthly basis. It may be feasible however to produce a CUPI from a target group similar to that currently used for the CPI, or less satisfactorily, to base it upon the entire population as in the CPPI.

Pure-price and constant utility indexes would both be base-weighted indexes with weights determined periodically from expenditure surveys. However, the

¹²Liviatin and Patinkin show the relationships between Laspeyres and Paasche price indexes and a constant-utility price index. The indexes form upper and lower bounds respectively for *different* levels of utility and therefore cannot together be assumed to bound a single desired level of welfare. They also show another extremely important characteristic of the approximation process in dealing with "cost-of-living" adjusters. The Paasche Index provides a limit for a constant-utility level that is not relevant to cost-of-living policy. Therefore, the Laspeyres formulation is the only form that is relevant to approximating the Constant Utility Index.

frequency of change of weights and specific treatment of reported expenditure in determining weights would distinguish them:

More frequent changes in base weights would overcome in part the disparity between a cost-of-living index and the CPI by shortening the time period during which a significant change in pattern of spending is not fully reflected in the index. The continued preparation by BLS (Bureau of Labor Statistics) of a consumer price index with more frequent changes in the weights appears to be more practical than an attempt to measure the actual changes in the cost of living.¹³

In general the weights appropriate to a pure-price index would be derived from expenditures which generated the particular rate of purchase in the base period, irrespective of whether goods were durable or nondurable and irrespective of when consumption occurs. The objective of obtaining a set of market determined weights relevant to actual purchases transacted in the base period requires that the weights would be calculated as the proportion of total consumption expenditure reported at original prices. Weights on durable goods in the Pure-Price Index should reflect net purchases of both new and used durables according to their relative importance in base year expenditure, i.e., purchases involving only money transactions are permitted to affect the weight pattern. The weight appropriate to interest payments on consumer debt would be the interest cost contracted for in the base year. Weights in a welfare index would correspond to those in the CPPI for a large number of nondurable goods and services because, for nondurables, purchase and consumption can be viewed as synonymous. However the weights for durable goods would be drawn from the principle of cost of consuming the service provided by the existing stock of durables, dependent primarily upon the value of durable stock in the base period and consumption rate. These weights are fundamentally different in concept than the rate of purchase weights for the CPPI.¹⁴ A technical paper in the NBER Report discusses the concept of user-cost in relation to durable goods and interest, and provides the basic conceptual information required to implement the required weighting pattern.¹⁵

Before discussing “price” inputs for the two general forms of indexes, it is useful to digress briefly on the distinction between prices charged and prices paid in the consuming sector. The price component for a consumer index may be taken as the quoted price per unit that is established or charged by vendors in outlets where consumer goods and services are purchased. In a reasonably competitive market environment, retail prices across outlets and vendors likely vary in level at any particular time, but over time they will likely demonstrate similar or identical movements if associated factors (such as services) remain constant or change uniformly. An index of prices charged by retailers would register change only when seller prices changed. Appropriately such an index has been called a “retail price index”.¹⁶ An alternative is to measure variation in

¹³ Congress of the United States, Joint Economic Committee, *Inflation and the Price Indexes*, *op. cit.*, p. 22. The United States adopted in principle a method of flexible weights for their consumer price index in the 1964 revision, representing a major step toward meeting requirements of a constant-utility index. See Appendix IV.

¹⁴ These considerations are discussed in greater detail in Abner Hurwitz, *op. cit.*, pp. 814–815.

¹⁵ Peter O. Steiner, “Consumer Durables in an Index of Consumer Prices”. Staff Paper 6 in National Bureau of Economics Research, *The Price Statistics of the Federal Government*.

¹⁶ Hurwitz, *op. cit.*, p. 822.

prices actually paid by consumers for retail purchases in commercial outlets, referred to by Hurwitz as an “index of prices paid by consumers”. The primary reason for differences between prices charged and prices paid is in the distribution of purchases among retailers, i.e., variation in shopping patterns.

Where real differences in price levels exist among products, stores, and types of stores, consumers are expected to shift purchases over time from higher priced to lower priced sources of supply. For an index of retail prices it makes no difference which prices are employed to calculate an index, provided a constant proportionate difference is maintained between prices in all outlets, and provided that the same distribution of prices is obtained. But in an index of consumer prices paid, changes in shopping patterns will produce different measures of price change; obviously retail-price-change will exceed changes-in-prices-paid if the usual negative price-quantity consumer behavioral response is operating. Briefly then, an index of prices paid by consumers reflects changes in population, in market structure and in shopping patterns whereas a retail price index reflects only changes in retail prices charged. It is contended that for the major uses of the index, the prices-paid approach is most relevant;¹⁷ indeed, usefulness of an index of retail prices calculated over a number of years is limited by the fact that such an index does not accurately reflect effective consumer prices because of structural changes in the economy. Even where the interest lies in monitoring inflation, retail-prices-charged in effect represent an input price and only prices-paid correspond to prices relevant to the consuming or final demand sector.

Returning now to the pure-price, constant-utility dichotomy it is held that for both forms the relevant “price” will be based upon price-paid. But there will have to be further modifications made in introducing that “price”. To be consistent with the purchase concept, the CPPI would use the actual exchange value per unit of good or service as it is transacted. This applies to nondurables and durables alike and new or used durables. Current rate of interest on new loans would be used for consumer credit. In the constant-utility index the objective is to reflect the cost per unit of the goods or service required to produce and maintain the given level of satisfaction and it could be determined from the replacement cost (at current prices) of the amount of service used up in maintaining that level of satisfaction. Nondurable goods and services which have market determined prices should have identical purchase price and replacement cost unless credit or other indirect cost elements are involved in their use. The components of user cost of durable items are depreciation and interest which are determined by current price and existing stock of the item, use rate and interest rate.¹⁸ For a group of consumers, average interest rate paid on outstand-

¹⁷ This position was also put forward by Asimakopulos—“A consumer price index should be a measure of the changes in prices paid by consumers, but the present method of index number construction provides a measure of change in prices that would be paid by consumers if they divided custom between different types of retail outlets as in the base year.” A. Asimakopulos, “The Canadian Consumer Price Index”. *Canadian Journal of Economics and Political Science*. Vol. XXIX, No. 3, August, 1963, p. 380.

¹⁸ Steiner, *op. cit.*, p. 319 also mentions incidental purchase costs, taxes, maintenance and insurance. Whether these are considered as separate items each determined by the durable with which they can be identified, or lumped together as one “price” for the durable, is a matter of the level of disaggregation desired. There seems to be some value in maintaining as much disaggregation as is feasible.

ing debt may be used as a proxy for the price of credit but it is only a proxy because there will likely be a net interest cost associated with owners equity. The NBER Report proposed measuring user-cost of interest payments on consumer debt by the average interest rates on all outstanding mortgages and other types of debt, whether or not associated with the purchase of a commodity.¹⁹ This approach is not completely consistent with user-cost requirements but it is likely to provide a reasonable and feasible approximation to it.

As with weights and prices, the treatment of quality varies according to the exact form of index sought. Current values of GNE are deflated by a consumer price index in order to measure real *physical* output; the index relevant to this purpose is one which holds goods and services constant in physical characteristics, i.e., a constant bundle of salable resources. Similarly, in measuring inflation and in tracing its sources, quantities and prices would be required to take on physical or technical characteristics instead of welfare characteristics. Moreover, quality defined in this way is the only one capable of comparison with other available price indexes at manufacturing or wholesaling levels in the economy. The specification method (see p. 55) of holding goods and services constant over time is based primarily on predominant, tangible physical characteristics and is consistent with the Pure-Price Index. When variations in these characteristics occur and it becomes necessary to adjust for "quality" variations, a reasonable approximation can be obtained from observed market valuations (such as comparisons with similar goods at the same time or comparison with a previous time period, or by multiple regression analysis). A less satisfactory adjustment which is frequently required because alternative data are unavailable is the factor-cost approach now used in the Industry Selling Prices Indexes and in a few instances in the Consumer Price Index. Adjustment for quality in a welfare index is again tied to the use-cost principle and quality is defined by performance norms rather than physical terms. Under competitive market conditions, direct market evaluations produce an adequate valuation of quality difference, and where a predominant technological characteristic is directly and consistently related to use-cost, that method could be employed.²⁰

To this point the two index forms are very similar. But in a large number of situations, likely neglected by present practices, the approach and results are markedly different. These involve instances where performance characteristics of goods and services changes substantially but have little or no change in physical characteristics or input costs. Common examples of these changes are razor blades, fabrics, tires, professional services, engineering changes in equipment, health care and treatment, etc. To handle such changes user-cost would have to be estimated either actuarially or probabilistically and be reflected directly in the price paid for the service provided by the item.

To illustrate the difference in approach, consider a simple example such as razor blades. They have undergone significant quality improvement during the past decade and price per blade has increased. From the standpoint of meas-

¹⁹ NBER, *op. cit.*, p. 47.

²⁰ The NBER Report recommended both these approaches in the construction of a constant-utility index. NBER *op. cit.*, p. 37.

uring change in price per blade (in physical terms) for a CPPI, it probably makes little difference whether the old variety of blade is followed throughout the decade, or whether the new blades are spliced into the index as they become important. Either method is likely to produce about the same measured rate of change of price. However from a cost-in-use standpoint, the real cost of shaving (certainly the major reason for purchasing blades) has declined and this decline should be reflected in a constant-utility index.²¹ It is probable that changes of this type (both positive and negative) occur in a large number of goods and services used by consumers. It is also probable that they would affect the rate-of-change, and in some cases, the direction of change of recorded price movements.

The distinction in quality treatment is therefore basic and critically important to the distinction between the two forms of indexes. As a later section indicates, the approach followed now is most suited to the CPPI. Meeting the needs of the welfare index would be difficult but likely not impossible. A substantial amount of subjective evaluation and judgment would be required, much of which could be based upon probabilistic estimates of outcomes; as such it is within the competence of statisticians. In areas involving only judgment the policy that is apparently followed in Sweden and was proposed by the National Bureau of Economic Research²² could be employed. It involves the use of a panel or judgments based on secondary analysis and has the advantage of removing this important and contentious area from the sole responsibility of statisticians and the speculation of economists, into other disciplines that are qualified to make behavioral judgments. Another advantage of the panel approach is that it would focus more attention on the problems of quality adjustment and make specific procedural decisions more explicit and readily available than they have been.

New products represent another form of qualitative variation in an index. Two types of new products are identified—new varieties of existing items which substitute for the existing variety, and items not previously covered by the index. Provided that substitute products can be introduced without necessitating a weighting change, presumably splicing the item into a CPPI will not alter interpretation of the index.²³ In the welfare index a substitute product would be introduced and would reflect a changed price if the cost-in-use of the service it provides was different from the original. However, a truly new product is distinguished from the above in that it cannot be substituted for a product in the base period. Instances of this kind arise through time as a result of production innovations, changing preference patterns and higher income levels which

²¹ This simplified example illustrates two other problems of indexing. First, it illustrates how fixed weights in a Laspeyres index overstate the real cost of maintaining a given level of welfare since the expenditure weight assigned to razor blades should also decline in the example. Second, it is a good example of distinction between retail prices and consumer prices-paid. The wide variation in prices across retail outlets implies that if purchases have shifted to lower priced sellers, the increase in prices-paid would be considerably smaller than increase in price obtained from a particular set of outlets. The cost per shave has therefore declined for two reasons.

²² NBER, *op. cit.*, p. 37.

²³ Unless of course new products have distinct pricing patterns which distinguish them from established products.

induce purchase of new and more products. It is inappropriate to splice a truly new product into a pure-price index because the weighting pattern is thereby implicitly modified. Similarly a truly new product has no place in a constant-utility index since it is part of a level of satisfaction unrelated to the base period. In both cases, as completely new products gain acceptability and popularity, the only appropriate method to incorporate them is to calculate a new set of expenditure weights.

Throughout this discussion of the concepts and procedures of the pure-price and constant-utility indexes, it is apparent that there are a number of close similarities in their construction. However, there are also a number of important differences. The similarities in concepts and data are probably important factors in determining misuse of the Consumer Price Index. By separating the concepts and producing separate indexes, some of the misuse could be eliminated along with measurement error. Moreover, this separation should be able to be achieved at small additional cost. It has been established that the two forms employ, or could employ, similar basic weighting and price data, most of which would be obtained from the same surveys; the differences, given the basic data, are primarily procedural. The major expenses in price index construction are incurred in expenditure and price surveys. Therefore the additional costs would be largely additional processing costs for any new indexes. The practical problems involved in applying the concepts of the constant-utility index are many, but index number construction is an inherently difficult and inexact process, and one in which most improvements are achieved on a continuous and incremental basis. With the growing importance attached to movements of consumer prices, and the varying needs that the present index must satisfy, additional resources should be directed toward compiling the separate consumer price indexes.

DEFINITION, SCOPE AND COVERAGE OF THE CONSUMER PRICE INDEX

The Consumer Price Index presently in use in Canada is a Laspeyres-type index designed to measure changes in retail prices of goods and services purchased by a specific and limiting population of consumers. The index employs fixed expenditure weights based upon a 1957 survey of middle income, urban "target group" households, with a time base of 1961. In computing the monthly national index, price changes are aggregated by a complex set of distributive outlets and cities weights (both of which may be changed, and infrequently are), item and expenditure category weights, and in the case of about half the food items, seasonal weights. Retail prices for approximately 260 goods and services, representing seven expenditure categories, are priced periodically (monthly for most items) in outlets where retail purchases are made. The index covers all taxes which are explicitly associated with retail prices (e.g., sales, excise, liquor, tobacco and entertainment taxes) and to the extent that imported commodities appear in the budget, imported goods and import duties (and exchange rates) are covered by the index. Direct taxes, gift and inheritance taxes, purchase of

life insurance, unemployment insurance and securities, union and professional fees, a large share of consumer credit, and land are some of the notable household cost exclusions from the index. Hospitalization was removed from the index in 1961 reflecting the compulsory programs in effect at that time, and with the introduction of compulsory medical programs under the federal medicare scheme, this component of expenditure is now also excluded.

The basic purpose of the Consumer Price Index as viewed by its compilers at Statistics Canada, is to provide a measure of the change in living expenses that can be attributed to changes in retail prices of goods and services.

It measures the percentage change through time in the cost of purchasing a constant 'basket' of goods and services representing the purchases made by a particular population group in a specified period. The 'basket' is an unchanging or equivalent quantity of goods and services. . . .²⁴

. . . The index is a price index and its movements result from price changes only. It relates to a broad but specific group of urban families but is not likely to reflect closely the experience of any one particular family. The index, therefore, should not be expected to reflect price changes experienced by other population groups whose incomes, family sizes or places of residence are characteristically different from those of the index group. Finally, the index should not be expected to approximate changes in the incomes or expenditures of persons, families or population groups, because change in such aggregates is the product of many factors beside price change.²⁵

These statements indicate that Statistics Canada is very explicit in its definition of the Consumer Price Index as well as its scope and application. However, it has been pointed out that the uses extend far beyond the scope indicated in the above statements. In the next section it becomes apparent that if the index is representative of only target group households, it represents a very small proportion of Canadian households.

For most items in the index, the stated purpose of the index and Statistics Canada procedures is consistent with methodology required to measure price change alone, i.e., the CPPI as it has been defined. This includes most non-durable goods and services, all durables except houses, and generally the treatment of quality. However, prices of used durables are not included in the index, and the treatment of houses, mortgage interest and seasonal quantity variation in food strongly suggests the attempt to produce a welfare index. As a result, the Consumer Price Index is a combination of a pure-price and constant-utility index, but it also reveals significant deviations from each. These factors will now be analysed in more detail.

Coverage

Expenditure data from which item weights were derived for the present Consumer Price Index, like the earlier 1947-48 based index, were drawn from a "target group" of Canadian households (1,088 households) in 1957. Three household characteristics—level of income, family size and place of residence—determined the sample frame. According to the reference paper on the present index, these factors have been observed as being crucial determinants of how

²⁴ DBS *The Consumer Price Index for Canada, (1949 = 100) op. cit.*, p. 7.

²⁵ DBS, *ibid*, p. 8.

people spend their money. The critical levels of these variables which determine limits on the target group are determined by "homogeneity of expenditure patterns within the group" but no indication is given of the specific homogeneity criteria employed in establishing the limit of the target group.²⁶ In the 1957 expenditure survey the target group was defined as those urban families:

- with incomes between \$2,500 and \$7,000 in 1957,
- with family composition ranging from two adults to two adults and four children, and
- living in urban centres with population greater than 30,000.

In contrast with the Consumer Price Index in the United States, the Canadian index is not considered to be restricted to wages and salary earners or any particular occupational classifications. However, since the Statistics Canada states, presumably on the basis of statistical information, that the index "should not be expected to reflect price changes experienced by other population groups whose incomes, family sizes or places of residence are characteristically different from those of the index group",²⁷ it is useful to analyse the relationship of the sample frame to all Canadian households. This is done for each of the three dimensions of the target group.

Relationship of the Sample Frame to Canadian Population, by Income

Measures of Canadian income distributions are presented in Figures 1 and 2 in order to analyse the proportion of population represented by the 1957 target income group of \$2,500 to \$7,000. For each year subsequent to 1957 the income boundaries are adjusted upward by the Consumer Price Index to approximate the effect of rising prices on purchasing power of income. The data indicate the proportion of population below, within and above the target group. The data in Figure 1 cover only the non-farm population, but in one year (1965) for which farm population data were available, inclusion of farm families did not materially affect the results, indicating that in 1965 farm income distribution was roughly equal to non-farm distribution. Data for Figure 2 were obtained from the 1964 and 1967 full budget expenditure surveys conducted by DBS and are treated here as representative of Canadian urban families and unattached individuals.

In 1957 and 1959 the target income group covered more than 55 per cent of Canadian urban families and unattached individuals and 65 per cent of urban families excluding unattached individuals. By 1965, the last year for which comparable data are available, the proportion of all households in the target income group declined slightly and urban families excluding unattached in-

²⁶ DBS *ibid*, pp. 8–9. Other factors also affect household expenditures patterns. For example, household asset position has been found to be determinants of expenditure patterns in two separate analyses of family expenditures in Manitoba. See James A. MacMillan and R. M. A. Loyns, "A Cross-section Analysis of Farm Household Expenditure", *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 17, No. 2 (July 1969) and James A. MacMillan, R. M. A. Loyns and F. L. Tung, *Urban and Rural Consumption Expenditures in Regional Development: Cross-section Analysis of Manitoba Interlake Households*. Paper presented at Canadian Economic Society Meetings, June 5, 1970. Corresponding results were published by B. A. Weisbrod and W. L. Hansen, "An Income-Wealth Approach to Measuring Economic Welfare". *American Economic Review*, 58(1968), pp. 1315–1329.

²⁷ DBS, *The Consumer Price Index for Canada, (1949 = 100) op. cit.*, p. 8.

dividuals had declined to 57 per cent. If the 1967 expenditure survey is representative of Canadian family incomes, the proportion covered by the target group further declined to about 50 per cent. Therefore the proportion of families covered by the target income group has declined since 1957 because of increasing incomes. But relevance of the sampling frame can also be described by comparing proportions of total income and expenditure represented by the target group with those of groups below and above the target group (Table I). From data published in the 1964 DBS Expenditure Survey, the target group accounted for approximately 51 per cent of reported income and 53 per cent of consumption expenditure of households surveyed; income groups earning more than the upper limit accounted for about 44 per cent of income and about 41 per cent of expenditure. In the 1967 Expenditure Survey, the target group accounted for about 41 per cent of income and 43 per cent of expenditure and the upper income groups accounted for 56 per cent of income and 53 per cent of expenditure. Once again it is apparent that the target group is applicable to only a fraction of Canadian households and that the proportion declines as incomes increase.

TABLE I
Income and Expenditure Distribution by Income Group from
Expenditure Survey Data, (1957 Constant Dollars)^a

	1964		1967	
	Percentage of Total Income	Percentage of Total Expenditure	Percentage of Total Income	Percentage of Total Expenditure
Income less than \$2,500.....	5.0	5.3	3.7	4.3
Target Group Income.....	51.3	53.4	40.6	42.9
Income greater than \$7,000.....	43.7	41.3	55.7	52.8

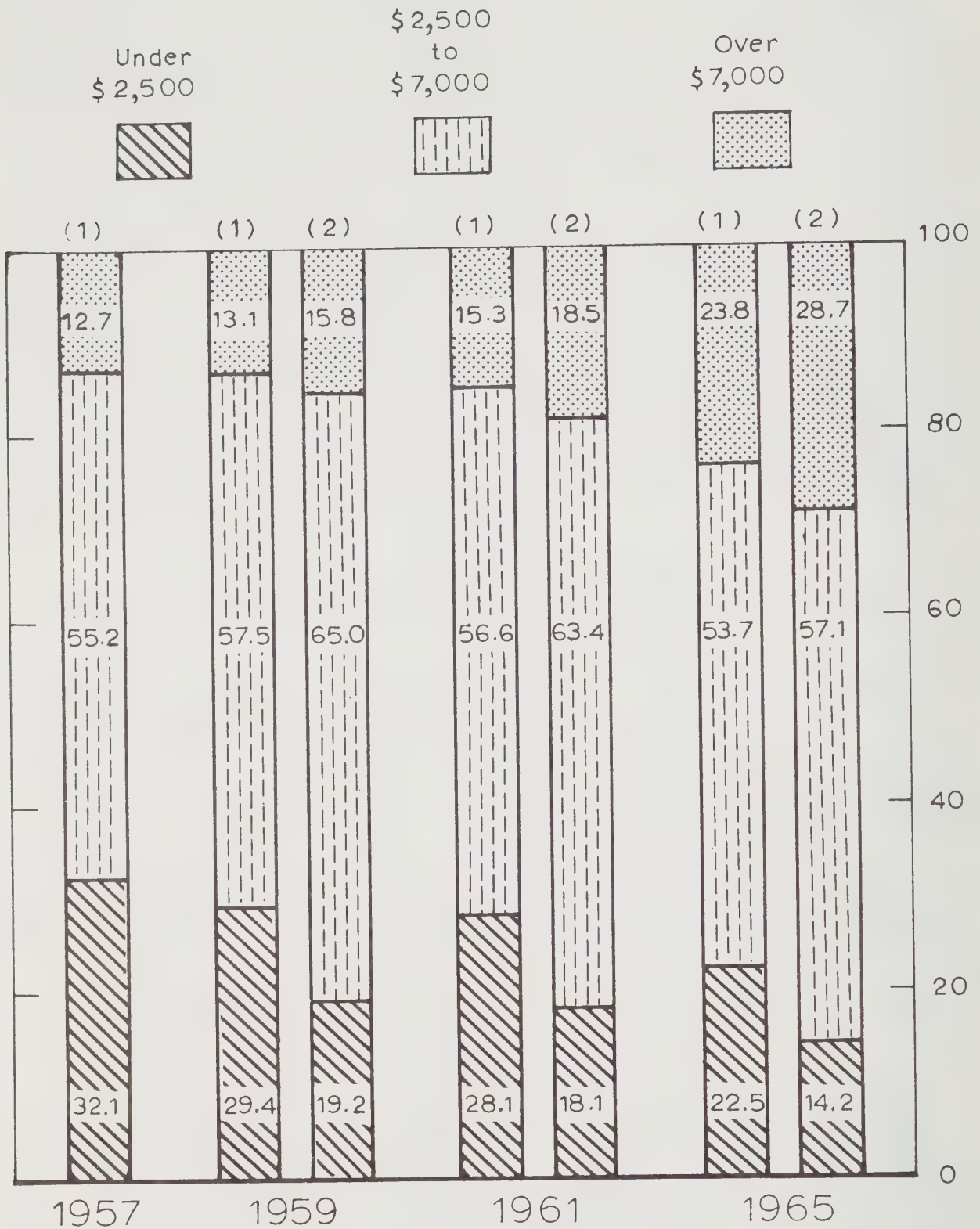
SOURCES: Calculated from DBS, 62-527, table 2, and data supplied by DBS on 1967 expenditure.
^a Percentages calculated on reported income before taxes and consumption expenditure from sampled households, 1964 and 1967. Income levels are adjusted upward by the CPI to approximate constant 1957 dollars.

*Relationship of Sample Frame to Canadian Population, by Urbanization
and Family Characteristics*

The following two tables summarize Canadian population distribution by urban-rural characteristics and by family size characteristics. The urban restriction limiting the target group to residents of cities with population greater than 30,000 resulted in about 48 per cent coverage of Canadian population in 1965 but, because of increasing urbanization, 57 per cent were covered in 1966 (Table II). Even if it is assumed that the target group is applicable to urban centres with population greater than 1,000, only 67 per cent were covered in 1956 and 74 per cent in 1966. Table III indicates that population distribution by family size during the same period has remained stable: about 71 per cent falls within the target group classification range of two adults with no children to two adults with four children, about 12 per cent are unattached individuals and just more than 16 per cent are families larger than the target group.

Figure 1

PERCENTAGE OF POPULATION, WITHIN AND ABOVE TARGET GROUP
INCOME LEVELS FROM PUBLISHED POPULATION DATA (1957 CONSTANT
DOLLARS)



Sources: Calculated from data published in:

DBS, 13-528, Tables A1 and A7

DBS, 13-521, Tables 1 and 12

DBS, 13-517, Tables 1 and 9

DBS, 13-512, Table 1

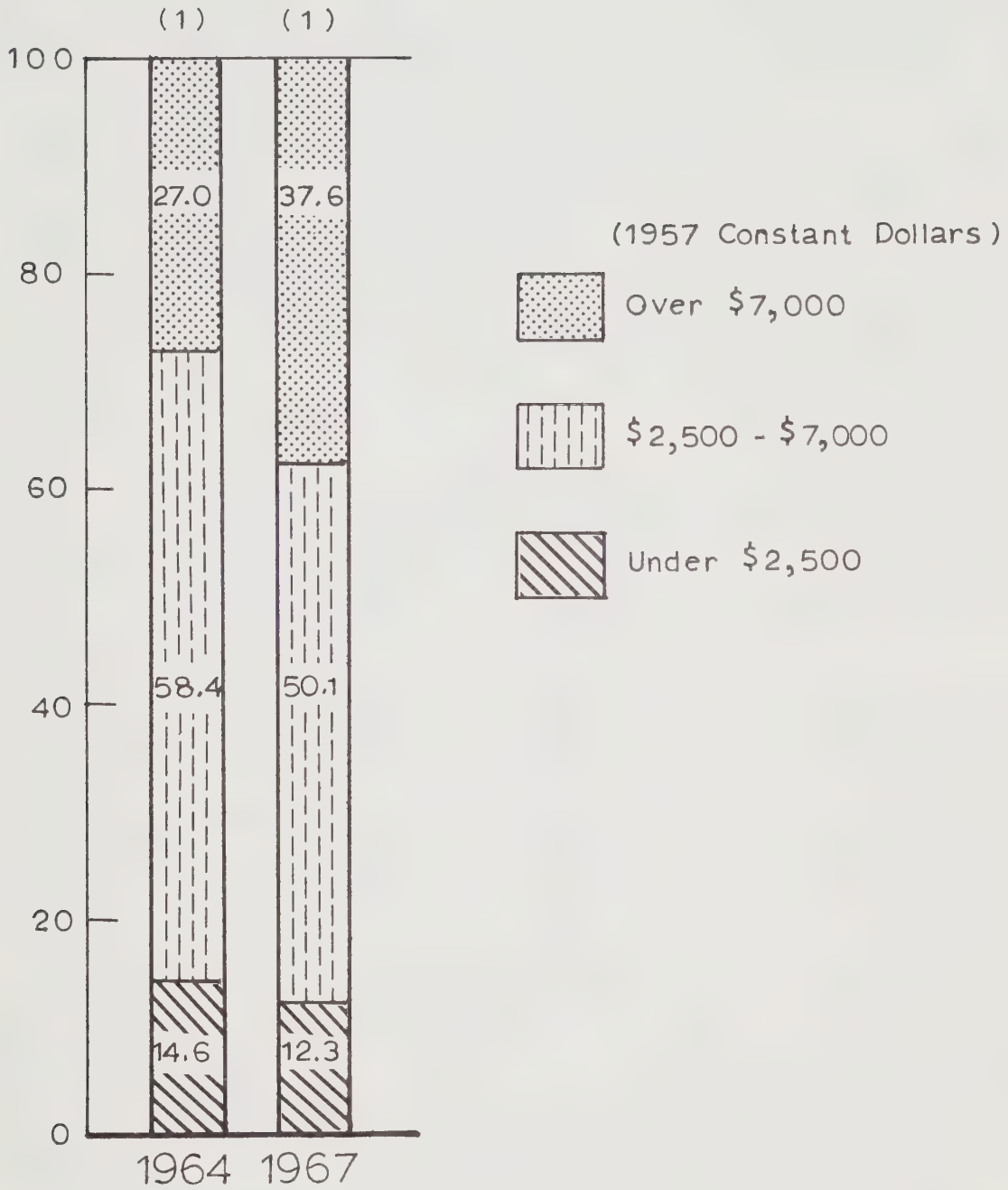
(1) Families and Unattached Individuals

(2) Families only

Income distributions are based on samples representing all families and individuals with more than half their income originator from non-farm sources. The sample results are adjusted by income tax data by DBS.

Figure 2

Percentage of Population Below, Within and Above Target Group Income Levels from 1964 and 1967 DBS Expenditure Surveys



SOURCES: Calculated from DBS 62-527, Table 2, and data supplied by DBS on 1967 Expenditure Survey.

The 1964 and 1967 expenditure surveys represent all families and individuals residing in 11 major cities.

TABLE II
Canadian Urban-Rural Population Distribution 1956, 1961 and 1966

	1956	1961	1966
	per cent		
Urban—over 30,000.....	47.87	52.80	56.73
—10,000–29,999.....	6.35	5.76	5.77
— 1,000–9,999.....	12.42	11.09	11.58
Total Urban.....	66.64	69.65	74.08
Rural—non-farm.....	17.00	18.99	16.86
—farm.....	16.36	11.36	9.56
Total Rural.....	33.36	30.35	26.42
	100.00	100.00	100.00

SOURCES: DBS, 92–608 for 1961 and 1966
DBS, 92–507 for 1956.

TABLE III
Distribution of Canadian Population by Family Size and Urbanization^a

	1956 ^b	1961	1966
	per cent		
<i>Families, 2–6</i>			
Urban—over 30,000.....	36.06	40.25	42.51
—10,000–29,999.....	4.78	4.17	4.14
— 1,000–9,999.....	9.35	7.72	8.00
Total Urban.....	50.19	52.14	54.65
Rural—non-farm.....	10.97	12.16	10.66
—farm.....	10.28	7.15	6.04
Total Rural.....	21.25	19.31	16.70
Total.....	71.44	71.45	71.35
<i>Unattached Individuals^c</i>	12.46	11.76	11.66
<i>Families, greater than 6^d</i>	16.10	16.79	16.99
Total.....	100.00	100.00	100.00

SOURCES: 1956—Derived from DBS, 93–504, table 44.

1961—Derived from DBS, 93–514, table 49.

1966—Derived from DBS, 93–609, table 53.

^a Expressed as a percentage of total population.

^b The 1956 Census does not provide a breakdown of families into the various sizes of urban centres. An approximate distribution of families within urban centres was obtained by assigning them to the three sizes of urban centres in the same proportion as reported for the urban population in DBS 93–603.

^c Calculated by subtracting the number of persons in families from total population.

^d Calculated by subtracting the number of persons in families size 2 to 6 from total number of persons in families.

If population were normally and independently distributed over each of the urbanization and family size characteristics, the proportion covered by the two characteristics taken together would be the product of the proportion covered by each characteristic; i.e., for 1956 the target group defined according to urbanization and family size would cover about 34 per cent (0.48×0.71) of Canadian population; for 1966 it would cover just over 40 per cent (0.57×0.71). The data in Table III compare closely with these imputed proportions—36 and 42.5 per cent in 1956 and 1966 respectively. It is also noted that if all urban residents in centres with over 1,000 population were considered, still only 50 per cent and 55 per cent would be included.

The three target group determinants may be combined in the same way to estimate the proportion of population covered when all dimensions of the sampling frame are considered. If population were distributed normally and independently across the three determinants, combining target group coverage by incomes, urbanization and family characteristics would imply that the target group was applicable to only about 19 per cent and 20 per cent of Canadian population in 1956-57 and 1966-67 respectively.²⁸ Data were not available to substantiate these calculations, but from Figure 1 it is obvious that income is not independent of family characteristics—families tend to have higher incomes than unattached individuals—and it is likely that urban families have higher than average income. This non-independence therefore qualifies these estimates and implies that the target group covers a slightly greater proportion of population. However, it is likely that the target group covered less than 25 per cent of Canadian households in 1956 and 1966.²⁹

The target group restrictions have a number of influences on index procedures and therefore may influence movement of the index. One of these is the effect the target group has on derivation of expenditure weights and therefore on the relative importance attached to individual price movements in aggregating to a single index. But the target group also influences items and distributive outlets which are sampled, and obviously therefore, the specific prices which are collected. As a result, unless it can be shown that overall price movements are very highly correlated with movements in the Consumer Price Index, the index is representative of an unreasonably small proportion of the total population of Canadian households. Since the major uses of the index are much broader in scope it seems advisable to remove at least the income and family size restrictions in revising the index. Expenditure surveys undertaken since 1959, including the 1969 survey, have collected data on much broader population base than the target group indicating that this aspect of the sampling problem can be handled.

²⁸ The declining proportion of households with target group incomes was slightly more than offset by the increasing proportion of households residing in urban centres. But even though the proportion of population covered has remained constant, the changed composition of the population would be expected to change expenditure patterns.

²⁹ The sampling frame used in the U.S. applies to wage earners and clerical workers in metropolitan areas but it has no income or family characteristic restrictions. According to A. M. Ross, Commissioner, Bureau of Labor Statistics, "It [the CPI] includes about 40 per cent of the population". U.S. Congress, *Hearings Before the Subcommittee on Economic Statistics of the Joint Economic Committee*, U.S. Congress. May 24, 25, and 26, 1966. p. 178.

Item Coverage

The Consumer Price Index is derived monthly by aggregating price movements from approximately 260 individual good and service items. Item content was originally determined from reported target group expenditures on items or classes of items in 1957. No attempt was made to distinguish luxuries or necessities and the basket is not designed to designate some minimum or acceptable level of purchases. Item coverage consists of 225 goods, 140 of which are food and clothing, and 35 services.³⁰ A distinction is made between items and varieties of items—"The 'items' are relatively narrow classes of goods and services, e.g., refrigerators, theatre admissions, and the weights representing the relative importance of each class in the basket are held constant. The 'varieties' are more narrowly specified goods and services within the broader fixed classes of items, each so finely specified as to render it virtually unique in terms of the characteristics of the article itself and hence its price. The varieties initially selected for continuous pricing are those which constitute the bulk of sales in retail outlets in the base period."³¹

This statement indicates that items in the index are "volume sellers" selected by judgment, not probabilistic sampling procedures. When variety changes are made retailers' and manufacturers' judgments are solicited in choosing the specific volume selling variety to use as a replacement. The only other restrictions placed on items for their inclusion in the index are (1) existence of a price(tag) and, (2) identification of that price with a specific quantity of a commodity or service.³² The latter condition is one which clearly indicates an objective of defining products or services according to their immediate and tangible physical characteristics, fully consistent with the requirements of an index designed to measure price change alone. However, this criterion for defining item coverage is violated in certain instances and a procedure is followed which attempts to include (and implicitly evaluate) intangible characteristics associated with purchases . . . "the lower prices, in general, in chains relative to independent stores was (were) judged to be counteracted by nonmeasurable differences in services such as delivery, credit, telephone service, etc. The changing relative importance of chains and independents, therefore, was not allowed to change the level of the CPI".³³ This very clearly indicates a much broader definition of item purchase than that stated in the reference paper and one which results in an arbitrary quality decision. While there may be variation among outlets in the quantity and quality of services provided, in general these services are not identified with a particular good or service; they are available irrespective of whether they are used or ignored by a particular buyer.³⁴ Theoretically the price

³⁰ The specific items included in the index are listed along with their index weights in Tables 4 and 5 of the reference paper (DBS, 62-518). A supplementary classification of items is provided in Table 6 of the same publication.

³¹ A. D. Holmes, "The Canadian Consumer Price Index: A Reply," *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. XXX, No. 2, May, 1964, p. 247.

³² DBS, *The Consumer Price Index for Canada*, (1949 = 100), *op. cit.*, p. 10.

³³ A. D. Holmes, *op. cit.*, p. 250.

³⁴ Most taxes are of the same nature and certainly this problem creates a special kind of "quality" problem.

of short-term credit, parking, music, carry-out service, etc., are distributed over all sales and are, therefore, paid for in each purchase even if they are not used in conjunction with the purchase. While these factors are relevant to defining satisfaction produced from purchases and would have to be included in some way in a welfare index, it is doubtful that they should be in an index of prices alone because the accessory service does not have an unidentifiable price even though it has a cost. Certainly their inclusion in the Consumer Price Index violates the condition that a good or service have a readily identifiable price.

The reason for using judgment sampling methods in selecting items and prices is the high cost of obtaining probability samples. It is assumed that representative measures of changes in prices of all similar goods and services are obtained—"These items have been selected and the index constructed so that it measures the price change of all goods of the same general type as those specifically included"³⁵—but no statistical evidence is provided to support this statement nor is any additional price information gathered which could support it. Several reasons can be given for questioning the validity of that assertion. First, an item (or a store) may become a volume seller because of different relative price movements over time. Second, new durables are used to represent used-durables price movements. Although we do not have data directly related to this question, new and used auto indexes in the United States have diverged widely with used autos showing the greatest price increase. Also under conditions of rising mortgage interest rates, older houses with lower rate mortgages would be expected to increase more rapidly in price than new homes with higher interest rates. Because of the broad application made of the index, it would appear advisable to conduct periodic samplings of item and variety prices in order to establish statistically the claim of representativeness.

Closely related is the exclusion from the index of several important items and categories of expenditure. Land used in housing is excluded from home ownership weights because it is not considered to be consumed, and land prices are not reflected in the index. Consumer credit (except mortgage debt on owned homes) is another significant exclusion. There may be conceptual reasons for excluding all credit and finance charges from a price index but since mortgage interest on houses is included and since a significant expenditure occurs on credit charges (see Tables V and VI) it is inconsistent to include mortgage interest but to exclude other similar expenditures. Finally, several kinds of insurance (including all life, unemployment and income maintenance insurance) are excluded because "payment is made without regard to specifiable quantities of goods and services".³⁶

It can be argued that most, if not all, of these items should be explicitly treated in both forms of the proposed indexes, since they represent items for which expenditure is reported and prices exist. However, beyond the very general statement that exclusion of these items affects the weighting pattern and, therefore, the relative importance of price movements in the overall Consumer Price Index, it is extremely difficult to be specific on their net effect on the index if

³⁵ DBS, *The Consumer Price Index for Canada (1949 = 100)*, *op. cit.*, p. 10.

³⁶ DBS, *The Consumer Price Index for Canada (1949 = 100)*, *op. cit.*, p. 12.

they were included. A limited effort is made in a later section to indicate sensitivity of the index to price movements in some of these components.

Vendor Coverage

Retail outlets from which prices are obtained, like items, are judgment sampled. Three criteria were applied in selecting outlets:

- stores representing the largest volume of sales for relevant items or groups of items,
- stores doing the majority of their business with target group consumers, and
- continuing availability in the stores of the items to be priced.³⁷

As a result of these criteria, specialty and ethnic stores, discount stores that deal in variable lines of merchandise, “direct-wholesale” operations and mail-order sales are excluded. On occasion sampled outlets cease to satisfy the criteria and new outlets have to be introduced; substitutions are made according to the same criteria. Generally when a substitution is made among stores, any price change that results from the substitution is removed from the index and, therefore, the level of the index is left unaffected by the substitution.

For a few items it is only necessary to obtain price estimates from one source because there is a single seller or a fixed structure of prices across alternative sellers (e.g., liquor, local transportation, auto licences) but for the majority of items a sample of outlets is taken. When the sample consists of more than one outlet the general procedure is to assign equal weights to prices from each outlet in aggregating to an average item price. However, food items and a portion of household supplies (aggregate index weight of approximately 28 per cent) are treated differently. Food stores are classified into two groups—“chain” and “independents”—and average item prices are calculated so that they reflect the distribution of sales between the two groups. The geographic distribution of retail sales is reflected in the national index through use of city weights. These weighting considerations are discussed in greater detail in the next section.

There has been no specific attempt to accommodate the growth in high volume, low margin stores (the so-called “discount” retail operation) although these stores may enter the index if they satisfy the selection criteria. As a result, it is likely that the importance of these stores is under-represented in the present index. One reason for this deficiency is the difficulty of defining precisely what constitutes the “discount” operation. Efforts have been made to identify them by their merchandising and service characteristics but apparently they were indistinguishable from other retail outlets.³⁸ Consequently there are no specific data collected on them at present. Obviously therefore it is not possible to assess the impact of their exclusion here. However, a review of the index indicates

³⁷Summarized from correspondence with I. D. H. Penpraze, Chief, Retail Prices Section. Prices Division, Statistics Canada.

³⁸ DBS compiled a brief series on discount retailers in 1962 and 1963. The stores included under the “discount” group accounted for about six per cent of non-food sales at that time but the series was terminated in 1963.

that more than 50 per cent of the items (by weight) could be purchased in retail outlets that might be considered as part of this category of retailers. If prices in these stores are significantly lower than sampled stores and if price discounts are not fully offset by reductions in associated services (as suggested by both their growth and the inability to distinguish them from other merchandising operations), the increased patronage of these stores since 1961 implies that the index will be biased upward relative to actual prices paid by consumers. Similarly, even though these stores may be sampled but have any price change associated with introducing them into the sample spliced out, the index will be biased upward relative to actual prices paid by consumers. Failure to reflect adequately the growth of discount retailers is therefore expected to impart some upward bias to the index.

Weights and Weighting Patterns

The function of weights in a price index is to assign a measure of relative importance to individual price change (price relatives) in aggregating any set of price relatives to a single index. The Consumer Price Index employs a complex set of weights for varieties of items, stores, types of vendor, cities and seasonal consumption. Weights are not all explicit, and some are absolutely fixed during the indexing period (about 10 years) while others are permitted to change. Item weights are those usually identified with the aggregation process, but these are in fact the last stage of aggregation in compiling the national all-items CPI.

Aggregation of item prices across stores in several cities is achieved by a combination of implicit and explicit weights. In aggregating prices across individual stores within a city, equal importance is assigned to each store in spite of different volumes of sales. In a few cases, notably automobiles, several varieties of items are selected and weights are established according to the proportion of sales represented by each variety. Variety weights may be changed but it is done only rarely; in the case of automobiles they have been changed only twice since 1961.

Food stores are classified according to “independents” and “chains” (chains are defined as a group of four or more stores under one ownership) and separate weights are established for each classification. Weights for each class are determined from their proportion of sales in 33 sampled cities from Census of Merchandising data. These weights are also considered to be variable but they were assigned values of 55 per cent and 45 per cent for chains and independents respectively since 1961 and were not changed until August 1970 when they became 60 per cent for chains and 40 per cent for independents. City weights are also determined from the proportion of sales in 33 cities and they may be changed but they have been revised only once since 1961, in 1970.³⁹ Although each of these weight structures is conceptually permitted to be modified if conditions change, it is apparent that they are changed very infrequently.

³⁹ Another minor weight change was made in 1970. Prior to the change, chain stores in the national index were weighted according to volume of sales represented by chains in each city but independent stores received equal weights. Independents are now treated in the same way as chain stores, removing this minor weighting inconsistency.

Moreover, the procedure followed in incorporating such a change effectively reduces the advantage of having them adjustable. When a weight change is introduced, price variation resulting from the change is spliced out leaving the level of the index unchanged at the time of the weight revision. What is achieved, therefore, is an index which measures price variation from the old weights up to the change, and from the new weights thereafter. This procedure is of course not generally consistent with measuring changes in prices paid by consumers.

Item weights are considered to be absolutely fixed during a particular indexing period although introduction of medicare to several provinces in 1969 caused a variation in this procedure. They were derived from 1957 expenditure surveys of target group households and they refer to the proportion of total reported consumption expenditure on all items in the index (not total income or disposable income) spent on each item or group of similar items. Therefore in the item dimension, the Consumer Price Index is characterized as a (historical) expenditure weighted index of price relatives. Seasonal weighting patterns are assigned to about half of the food component in the index. These weights vary in a predetermined pattern within the year (usually monthly) but are replicated between years. There is considerable apprehension among the authorities on the use of seasonal weights, particularly in a pure price index,⁴⁰ but they do represent one method of dealing with the problem of seasonality in quantity movements in producing a monthly index. It should be noted, however, that a number of seasonally purchased items such as autos, clothing, and heating supplies are not assigned seasonal weights in the index. In view of the difficulties created by seasonal weights, including the weight-induced price variation revealed in the next section, it appears more appropriate to attack the problem of seasonality in the Pure-Price Index directly by seasonal adjustment of an annually-weighted index.

The weights assigned to each price movement are expected to have an effect on movement of the aggregate index. Obviously, if differential rates of price change exist in any of the dimensions for which weights are employed, different expenditure weights may produce different, and even conflicting, measures of price change. In addition, it is recalled that fixed base weights produce a positive formula bias which increases as actual expenditures diverge from the weighting pattern being used, i.e., as the weights become "outdated".

Results of past expenditure surveys and weighting patterns in the index are summarized in Table IV. There are some obvious discrepancies between reported expenditures in 1957 and the weighting pattern in the present index. No satisfactory explanation of these differences is available in the reference material but adjustments in three components—housing, health and personal care, and tobacco and alcohol—probably account for them. Tobacco and alcohol are frequently underreported in expenditure surveys⁴¹ and the entries in Table IV imply that a sizable upward adjustment was made in determining their weight.

⁴⁰ cf., Asimakopulos, "The Canadian Consumer Price Index", *op. cit.*, p.p. 382–385, and Hurwitz, *op. cit.*, p. 822.

⁴¹ U.S. Bureau of Labor Statistics, *The Consumer Price Index; History and Techniques*, Bulletin No. 1517, p. 55.

TABLE IV

Household Expenditures and Expenditure Weights 1947-48, 1957, 1967

	(1) 1947-48 Weights ^a	(2) Reported 1957 Expenditure ^a	(3) Published 1957 Weights	(4) Actual 1957 Weights	(5) Reported 1967 Expenditure ^b	(6) Calculated 1967 Weights ^b
						Percentages
Food.....	32.0	29.4		26.7	23.5	24.2
Fixed.....	12.2		13.0			
Variable.....	19.8		13.7			
Housing.....	32.0	29.4 ^c		32.2	30.8	31.8
Clothing.....	11.0	11.4		11.3	11.3	11.6
Transportation.....	7.0	12.9		12.0	13.3	13.7
Health and Personal Care.....	6.5	7.8		6.6	6.9	7.1
Recreation and Reading.....	4.3	4.6		4.7	6.3	6.5
Tobacco and Alcohol.....	7.3	4.5		6.5	4.9	5.0

SOURCE: (1) DBS, 62-502 (Table III); (2) DBS, 62-517 (Table 4); (3) DBS, 62-518 (Table 4); (4) Correspondence with Statistics Canada, (5) and (6) calculated from data supplied by Statistics Canada from 1967 expenditure survey.

^a For target group households as they were defined in 1947-48 or 1957.

^b No income or family size restriction, therefore representing all urban households. Expenditures and weights do not agree because of adjustments required to accommodate additional expenditure categories reported in 1967. See Appendix I.

^c Does not include capital contribution to housing.

^d Reduced to 4.0 by November 1970 reflecting compulsory medicare programs in participating provinces. Since this adjustment, the index has been calculated on 97.4 per cent rather than 100 per cent weights.

Also, hospitalization was dropped from the index in 1961 accounting for some of the reduction in the weight for the category health and personal care. The upward adjustment in the housing component was required because reported expenditure on home ownership included no contribution to capital outlay on houses as either house purchase or payment on principal. The net result of these adjustments was to increase the weights of housing and tobacco and alcohol, to decrease the weight of health and personal care and to change the weights proportionately but oppositely on all other items. The difference between Published and Actual 1957 weights is due to rounding error but even these small weight differences affect the index marginally.

An unprecedented additional adjustment to the weights was made during 1969 and 1970 as compulsory government sponsored medical coverage (medicare) was introduced into the provinces. In October 1969 the weight for any coverage under medicare was dropped from the index (i.e., doctors fees, optical fees and prepaid medical coverage) for all provinces except Quebec, New Brunswick and Prince Edward Island. This reportedly reduced the health and personal care weight by about 1.1 weight units. The weight was further adjusted in October 1970 and November 1970 and now stands at 4.0 instead of the 6.6 reported in the reference paper. This procedure is considered by Statistics Canada to be an interim measure which will be revised or replaced when the index is next revised. But the effect of this change in procedure is altering the entire weighting system, giving proportionately increased weights to all other categories and thereby changing the relative importance assigned to all price changes. For example, since the index is now calculated on a total weight base of 97.4 (100 minus 2.6 removed in health and personal care), food now acquires an implicit weight of 27.4 (26.68 out of 97.4), and health and personal care has an implicit weight of 4.1 (4.0 out of 97.4). Another effect is, that in the interim, measured price movements of the items under medicare are determined only by movements in provinces outside of medicare. Reducing the health and personal care weight will therefore introduce some procedural error although its magnitude should be small.

Generally the weighting pattern used in the Consumer Price Index conforms to the concept of maintaining a fixed rate-of-purchase appropriate to a pure-price index. However, there are several important exceptions which, on analysis, indicate a mixing of the pure-price and welfare index concepts.

One exception is the way in which weights for used durables were determined. It was argued that intratarget group transfers of goods and services would leave purchasing power of the group unchanged regardless of price movements and therefore "the weight for durables in the CPI is the net purchase of new and used durables by the index population from the business sector and the consuming sector outside the index group".⁴² This procedure will underrepresent used durables transactions by the extent to which they were determined to have occurred within the target group. Two other exceptions occur in the housing component on home purchase and mortgage interest weights.

⁴² A. D. Holmes, "The Canadian Consumer Price Index: A Reply", *op. cit.*, p. 247.

In determining the weight for home purchases, the concept of rate-of-purchase was supposedly modified to “replacement cost of the annual depreciation of the stock of houses owned and lived in by the target group”.⁴³ An effort was made to estimate the cost of owning houses which were purchased in 1957. This was accomplished by removing from net house-purchase expenditure (all houses purchased less houses sold by the target group) a factor for land purchase and one for capital appreciation. If the values of land and capital formation were accurate measures of recoverable expenditure which should not be treated as consumption expenditure, the derived weight would be a reasonable approximation of the direct consumption cost of houses purchased in 1957. However, such a weight is midway between that which is relevant to a welfare index and one which should be used in the Pure-Price Index. A far better estimate for the welfare index would be the average net expenditure for all owned housing in the base year, one which is comparable to payments on rental accommodation. For an index designed to measure price change in purchased durables, the appropriate weight would be the net rate of acquisition of new and used houses in the base year, including gross expenditure for houses bought by “first-time-purchase” families and net expenditure for families buying replacement houses. Since capital formation and land represent expenditure in acquisition, the Pure-Price Index weight would necessarily be larger than the replacement weight currently employed in the index.⁴⁴

Mortgage interest weights were determined in order to conform with the replacement approach applied to house purchase weights. They have an added weighting dimension in that it was estimated that six per cent of 1957 expenditures on mortgage servicing went toward 1957 mortgage commitments while the remaining 94 per cent went toward mortgage commitments made prior to 1957. This ratio has been maintained as a weight in distributing present and past commitments to mortgage costs. Clearly this procedure is not compatible with the needs for an index measuring price change on current mortgage acquisitions, but data are not available to assign more accurate weights. However, if commitments to mortgages are determined by expenditure on housing, then the mortgage interest weight would increase along with any increase in the house purchase weight.

As an indication of the effect that these weighting problems would have on the index, all other considerations aside, we can draw the following inferences. Durables as a group are underrepresented by their present weights, and durables prices (excluding housing) have generally shown less price increase than the overall index. Therefore by underrepresenting them, the index would have a degree of upward bias. However, the magnitude of this bias would probably be small since appliances, furniture and automobiles account for only 9.2 per cent of the weights and only a fraction of that would be intratarget group transfers. Moreover, if used auto prices in Canada have behaved as reported in the U.S., the

⁴³ DBS, *The Consumer Price Index for Canada (1949 = 100)*, *op. cit.*, p. 15.

⁴⁴ The U.S. uses this approach in weighting house prices. This methodological difference contributes to the much larger weight assigned in their index (6.28 as against 2.9 in Canada), and is a major difference in the two indexes which must be recognized in drawing comparisons in their movements.

greater price increase on used autos would offset the effect of a larger weight for all durables. Larger weights on home purchase and mortgage interest would be expected to increase the level of the index (i.e., the present index has an element of downward bias) because both components have increased relatively faster than the overall index since 1961. But it is difficult to conjecture the net effect of changing all of the weights. A later section tests sensitivity of the index to these and other modifications.

A final consideration of weights relates to our earlier discussion of items excluded from the index, specifically the land component of home ownership and the cost of consumer credit. The probable effect on the index of excluding land has been indicated—the weight of a rapidly rising component is understated, resulting in a small downward bias relative to an index which included land. Excluding credit is likely to produce the same result. The following tables establish the approximate importance of credit in household budgets in 1957 and 1967. The component is far from insignificant; consumer credit excluding mortgage interest acquires a weight of one per cent at average rates of eight per cent in 1957, and 2.5 per cent in 1967 at an average rate of 12 per cent.⁴⁵ Since interest rates on consumer credit have increased more rapidly than average prices in the index in recent years, inclusion of credit would increase the level of the index marginally.

TABLE V
Relative Importance of Consumer Credit 1957, 1967 and 1968

	Average Balances Outstanding ^a (million \$)	Personal Expenditure on Goods and Services (million \$)	Ratio of Debt to Expenditure (%)
1957.....	2,472	20,072	12.30
1967.....	7,796	37,714	20.67
1968.....	8,765	40,916	21.42

SOURCES: Debt Outstanding—*Canadian Statistical Review*, June 1958, Table 48B and June 1969, Table 90.

Personal Expenditure on Goods and Services, DBS, 13–201, 1958, Table 2, and DBS, 13–001, Third Quarter 1968, Table 2, and Third Quarter 1969, Table B, p. 19.

^a Includes personal loans from chartered banks, sales finance companies, consumer loan companies, life insurance companies, department stores, furniture and appliance dealers, and credit unions. Excludes oil and charge account credit, mortgage credit and other short-term non-interest credit.

Effects of Reweighting the Index

Table IV illustrates the change which occurred in category weights when the index was revised in 1961. The weights that were derived for 1967 with no target

⁴⁵ The data in Table 2.6 are only approximations of interest payments and refer to all, not only target group, debtors. If consumer credit is a positive function of income, these figures overstate the relative importance of credit for the target group. However, average interest rates of eight and 12 per cent in 1957 and 1967 respectively are undoubtedly also underestimates. Due to the approximative nature of this presentation, no further effort is made to refine these offsetting inaccuracies.

group restriction show further change. In addition some variation in relative item weights is disguised by aggregation over items to produce category weights.⁴⁶ The purpose of weights is to attach a measure of relative importance to individual price change and it is expected that different weighting patterns would produce different measures of price change. It is also expected that updated weights provide a more relevant and “better” measure of aggregate price change than one which has become outdated by virtue of changed expenditure patterns. In this section we analyse the impact on movement and levels of the index in two periods, January 1957 to December 1960 and January 1967 to October 1970. The weight changes analysed here involve only those included in Table IV, including seasonal weights on food. Similar analysis is conducted later to study the impact on the index of introducing some of the procedural and definitional suggestions made throughout this report.

TABLE VI
Consumer Expenditure on Interest, as a Percentage of Personal Expenditures in Table V

	Average Interest Rate					
	6%	8%	10%	12%	14%	16%
1957.....	0.74	0.98	1.23	1.48	1.72	—
1967.....	—	1.65	2.07	2.48	2.89	3.31
1968.....	—	1.71	2.14	2.57	3.00	3.43

SOURCE: Calculated from Table V.

At the time the index was revised in 1961, DBS published price movements from 1957 to 1960 for both the 1947-48 and 1957 weight-based indexes.⁴⁷ For this period then there are the two different Laspeyres indexes available that are reproduced in Figure 3. Figures 4 and 5 are simple transformations of the original indexes indicating more clearly the relationships between them. Figure 4 illustrates monthly rates of change in each series and permits easy comparison of the direction and magnitude of their short-term movements. Figure 5 illustrates the absolute difference in their levels with a positive value indicating the 1957 index had a higher value than the 1947-48 index.

Casual analysis of Figure 3 suggests that the two series measure about the same general trend in prices over the period with 1957 weights showing a slightly lower rate of overall change (as would be expected from formula error). On the other hand, Figures 4 and 5 indicate very clearly that there are substantial differences in their short-term movements. Monthly rates of change are not only different, but in many instances they are in opposite directions. In addition, Figure 5 reveals a decided seasonal relationship between the two series—the 1957 weighted index rises above the 1947-48 index to a maximum discrepancy

⁴⁶ See Appendix I.
⁴⁷ DBS, *The Consumer Price Index for Canada (1949 = 100)*, *op. cit.*, pp. 41-44.

Figure 3

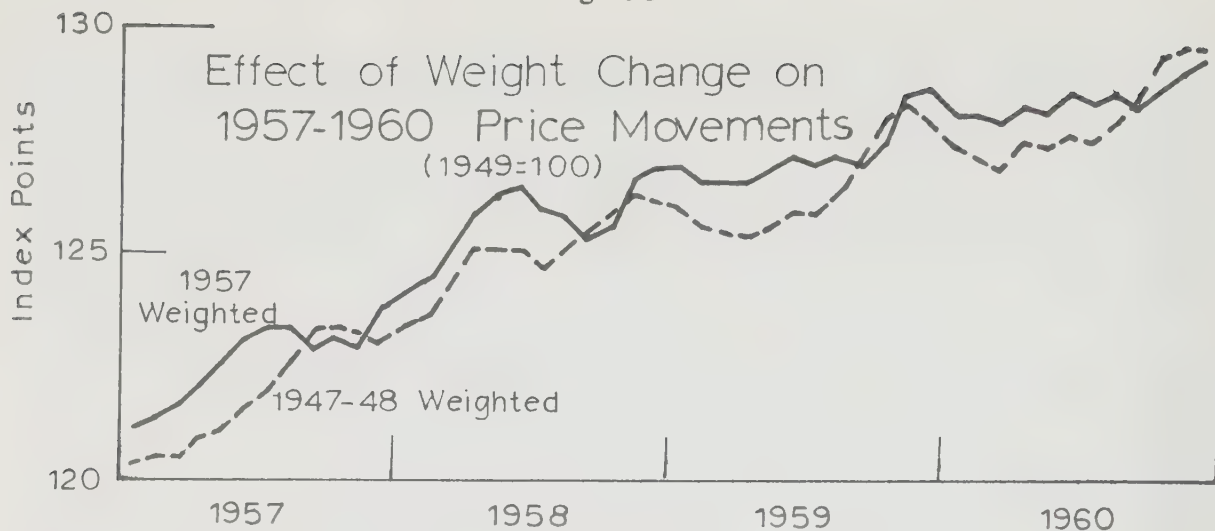


Figure 4

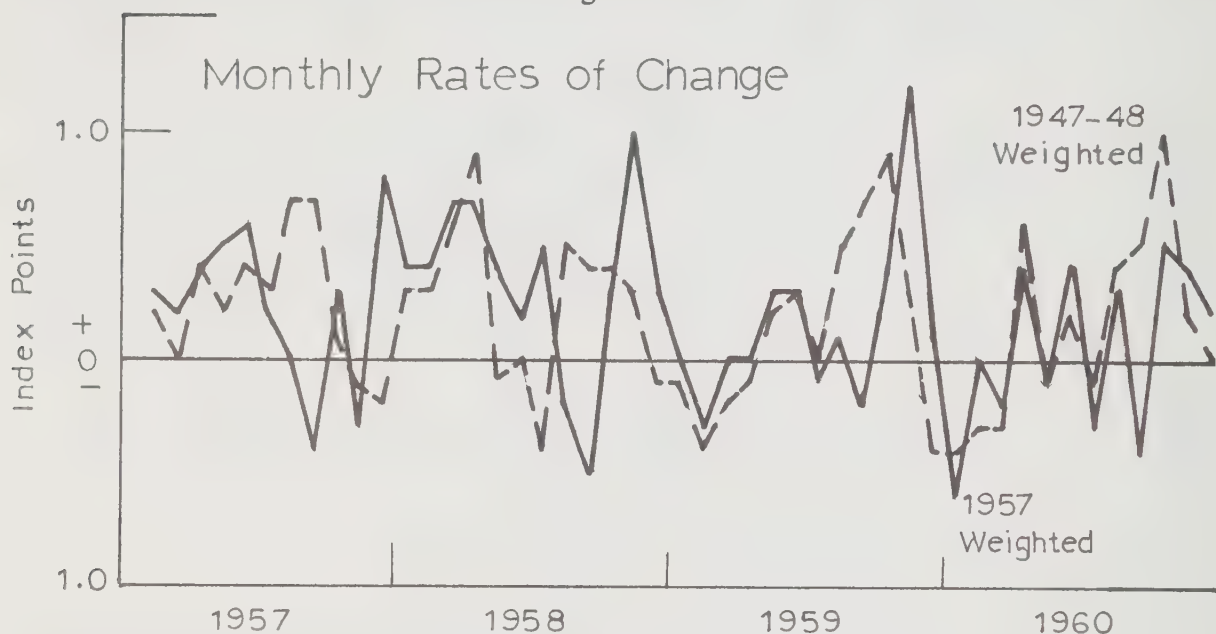
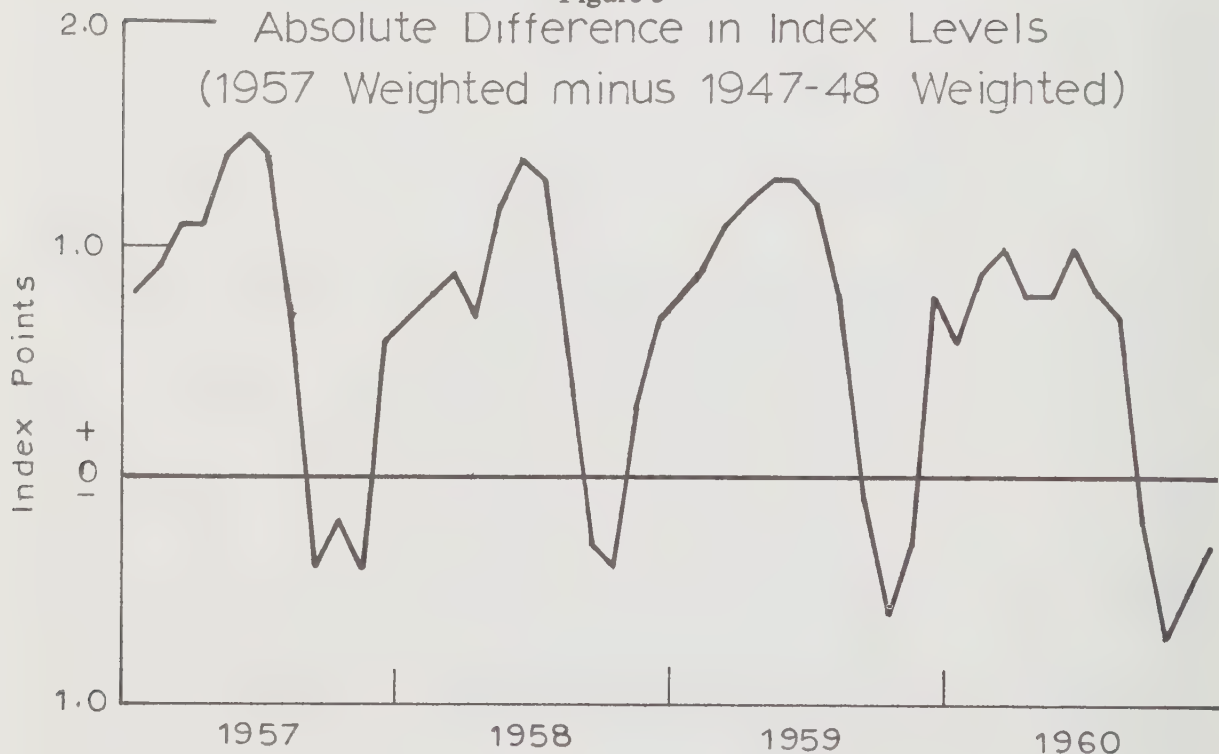


Figure 5



SOURCE: DBS 62-518, p. 41.

in June, then declines to a relative minimum below it in September to November. The price data from which these series were derived were identical and the differences in movements are entirely attributable to differences in weights, in particular seasonal, item and chain-independent weights. Seasonal food weights were reduced from 19.8 of 32.0 in 1947-48, to 13.7 of 26.9 in 1957, and chain-independent weights were changed from 44.0 and 56.0 to 55.0 and 45.0 respectively. Time weights were modified as summarized in Table IV. The apparent seasonal effect in Figure 5 is highly suggestive of the changed seasonal food weights but Figure 6 also indicates decided seasonal variation in transportation, and reading and recreation. Transportation and food tend to be complementary in movement while reading and recreation is offsetting but the latter has such a small relative weight that it has little effect on the other two.

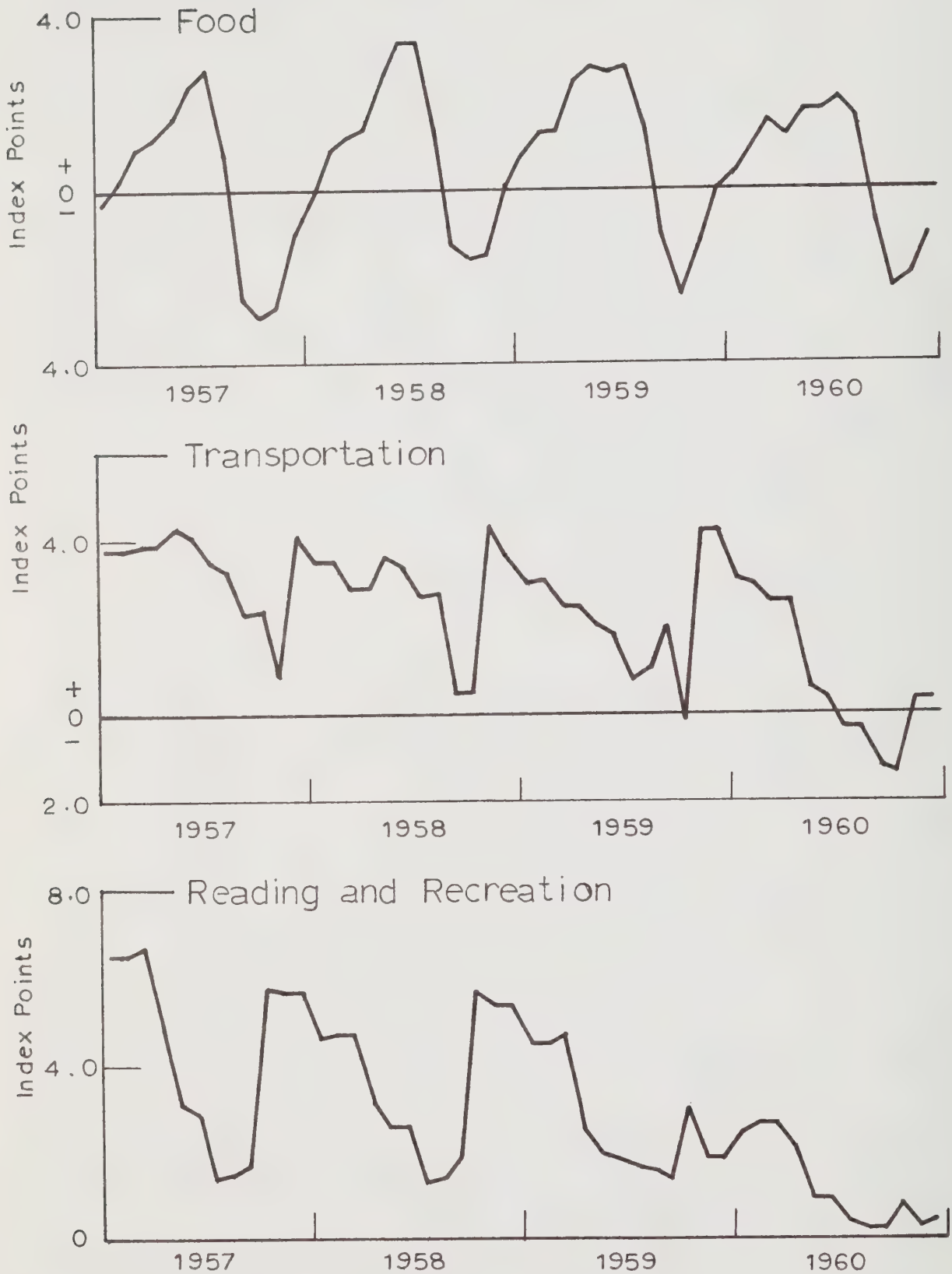
This simple exercise of transforming the original price series into alternative difference forms reveals very clearly that weighting patterns affected measured price variation. In the example, average year-to-year change was similar with the older weights producing a slightly greater rate of increase. Short period variability was much different however with differences in the monthly rate of change and direction of change. This observation has obvious implications for using short period measured price movements as the basis for public policy.

The effect of the seasonal expenditure weights on the Food Index illustrated in Figure 7. The Food Index was recalculated with average annual expenditure weights on the 58 items which have seasonal weights.⁴⁸ The effect on the CPI is not illustrated directly but because of the relatively large weight on food in the CPI (26.6 per cent), it is obvious that changes of the magnitude appearing in Figure 7 would affect short-term variation in the All-Items Index.

Two features of this recalculation stand out. First, during the period 1961 to 1966, the discrepancies between the seasonally weighted and average annual weighted series are generally less than one index point and they appear to reach a maximum in the months of May or June and in October. However, from 1967 to 1970 the discrepancy between them increases with the seasonally weighted series considerably more variable than the average annual weighted series. In addition, the smallest discrepancy appears to occur in May and June with the maximum occurring in August. Clearly the seasonal weights affect movement of the index. Moreover it appears that the seasonal patterns of prices or expenditures have changed in the last five years implying that the seasonal weighting pattern is now less appropriate than it was initially. In view of this, and the controversy over seasonal weights in a pure-price index, it is advisable that the seasonal weights be removed when the index is next revised, maintaining them only if an effort is made to compute a welfare-based index. A more suitable method of accounting for seasonal varieties in the index is to apply a standard seasonal adjustment program directly to the price index calculated from annual weights. This would also remove the seasonal variation due to other seasonal items for which no adjustment is made at present.

⁴⁸ The weights were calculated directly from Table 5, Weighting Diagram of the Seasonal Component of the Food Index, DBS, Consumer Price Index for Canada (1949 = 100), *op. cit.*, p. 38.

Figure 6
 ABSOLUTE DIFFERENCE IN INDEX LEVELS,
 SELECTED COMPONENTS
 (1957 weighted minus 1947-48 weighted)



Finally, in order to determine the effect on the index of using updated weights, the weights derived from the 1967 expenditure survey and summarized in Table IV are used to recalculate the CPI for the period January 1967 to January 1971. These results are summarized in Figures 8 (i) to 8 (vii) with a more detailed component breakdown by month given in Appendix II. The 1967 survey did not provide an item breakdown for food and, therefore, the revised All-Items Index is based upon a weight for 1967 aggregate expenditure on food and 1957 relative expenditures on food items. It is noted that the expenditure survey in 1967 covered all urban households with no income or family size restrictions. Therefore, the comparison with the 1957 weighted index reflects not only the effect of updating weights, but also the effect of expanding scope of the index to all urban households. It is therefore one step closer to the requirements of the Pure-Price Index as outlined earlier.

The major changes in individual categories occur for housing, tobacco and alcohol, and reading and recreation. In the first two categories, 1967 weights provide an index which lies continuously above the published index but the measured rates of change are very similar. In the third case, the 1967 weighted index lies continuously below the published index and indicates a slightly lower rate of increase. The Transportation Index shows a slightly faster rate of increase in the first two years with 1957 weights. Movements in the All-Items Indexes during the period covered are roughly parallel with the 1967 weighted index above the 1957 weighted index. Obviously the Housing component was the major determinant of the change resulting from different weights. Normally we would expect revised weights on a Laspeyres index to show less rate of price change than weights which have become somewhat outdated. However, the data indicate that basic preference patterns have altered and a larger proportion of expenditure is going to some items which have rapidly rising prices, and reductions in some items which have less rapidly rising prices.⁴⁹ In the 1967 data a greater weight was assigned to home ownership and a slightly smaller weight to rents resulting in a slightly greater rate of measured price increase (slightly less than 0.25 per cent annually from 1967 to 1970). But a revision from 1957 to 1967 weights as we were able to apply them here did not have much effect on either within year or between year movements of the All-Items Index as the revision from 1947-48 to 1957 weights, or the removal of seasonal weights from the food component.

Prices

The reference paper on the Consumer Price Index states, "Prices used in calculating the index are retail prices paid by final consumers inclusive of all sales and excise taxes . . . the price used for each good and service is the price in effect in each store or outlet on the day the questionnaire is completed."⁵⁰ In general, Statistics Canada obtains prices for items in the index on a monthly basis

⁴⁹ This also illustrates the conditions under which a "true" price index would not be bounded by the Laspeyres and Paasche indexes.

⁵⁰ DBS, *The Consumer Price Index for Canada (1949 = 100)* *op. cit.*, p. 12.

Figure 7
EFFECT OF SEASONAL WEIGHTS
ON FOOD PRICE INDEX
1961-1970

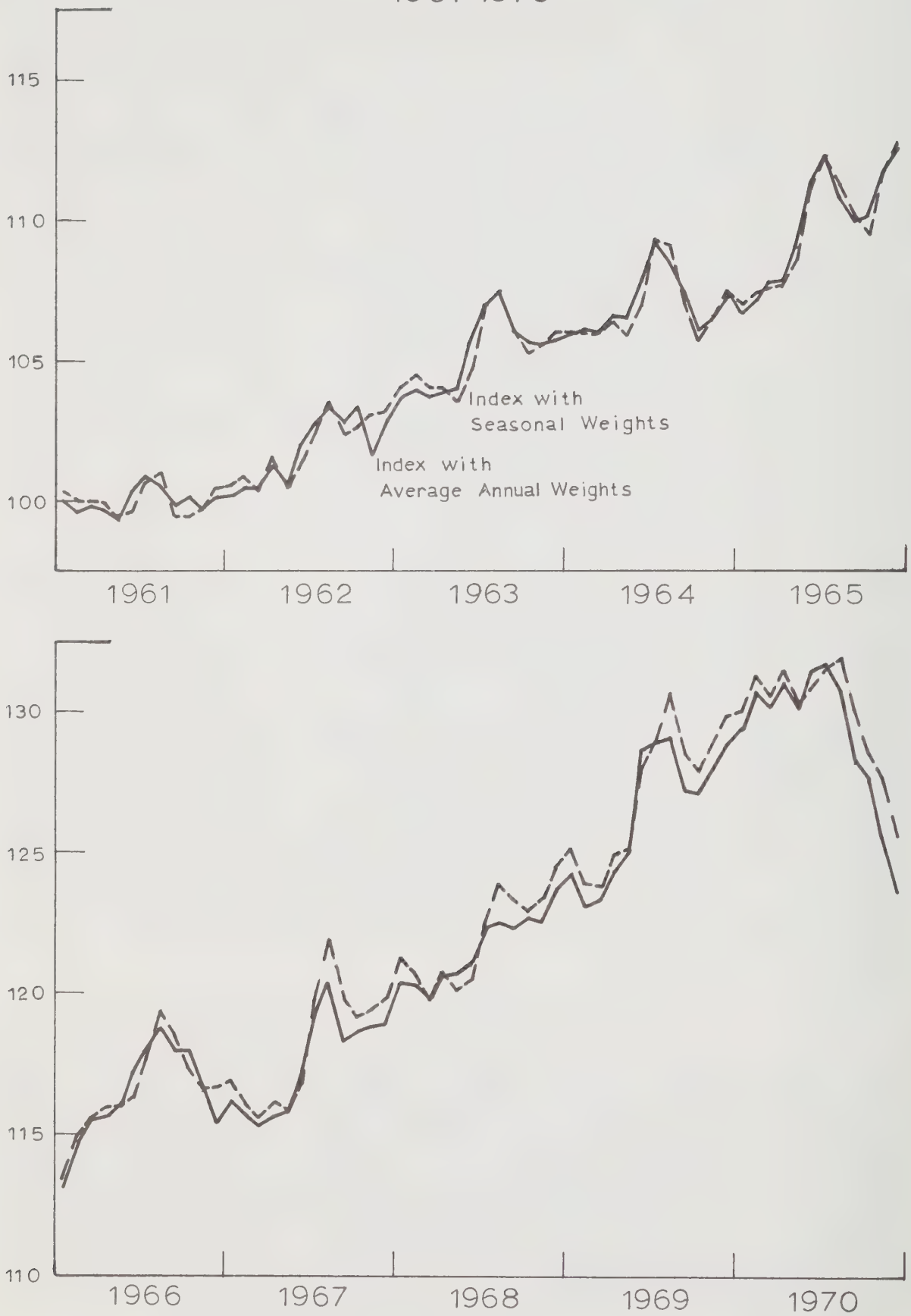


Figure 8(i)

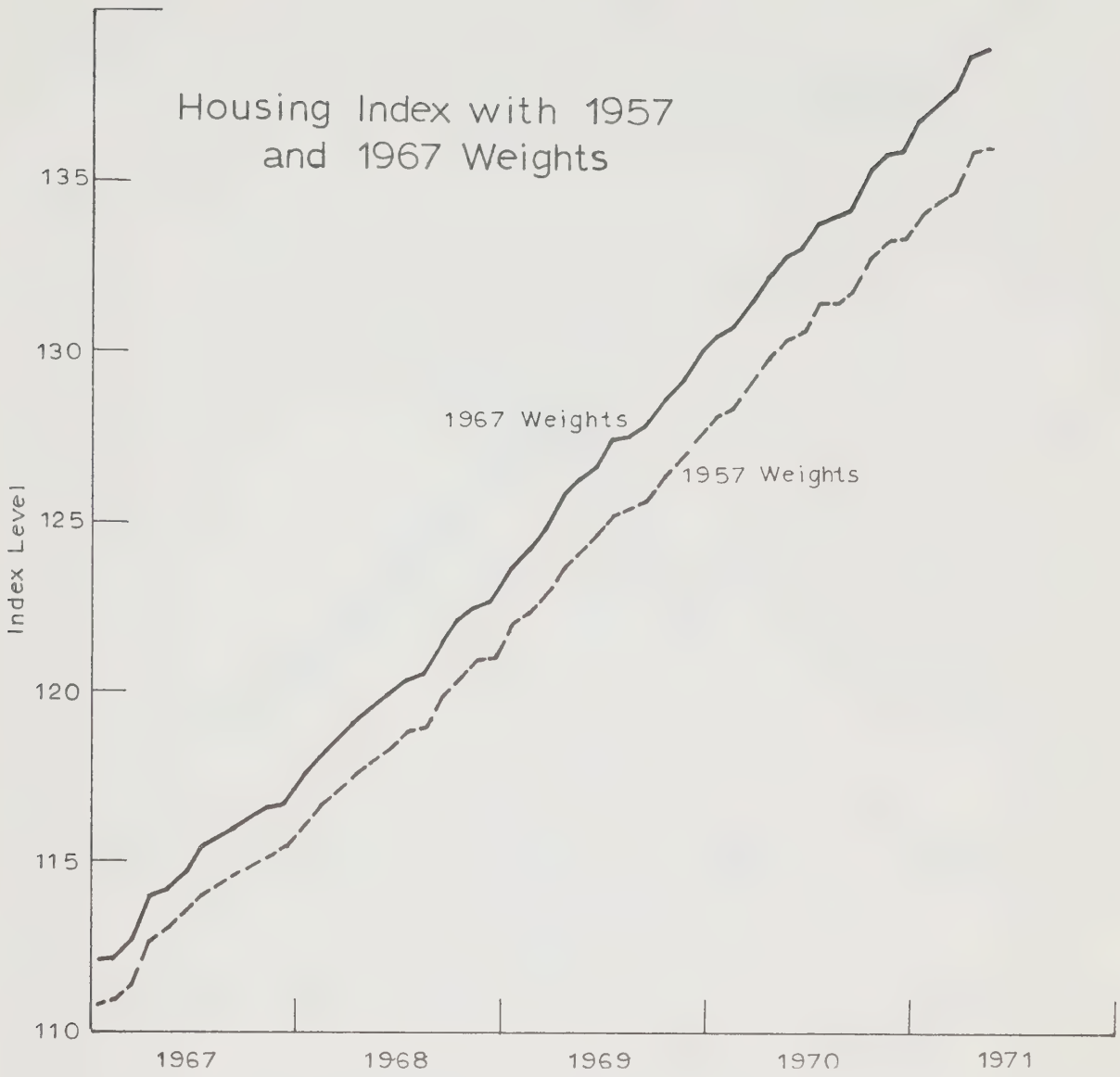


Figure 8(ii)

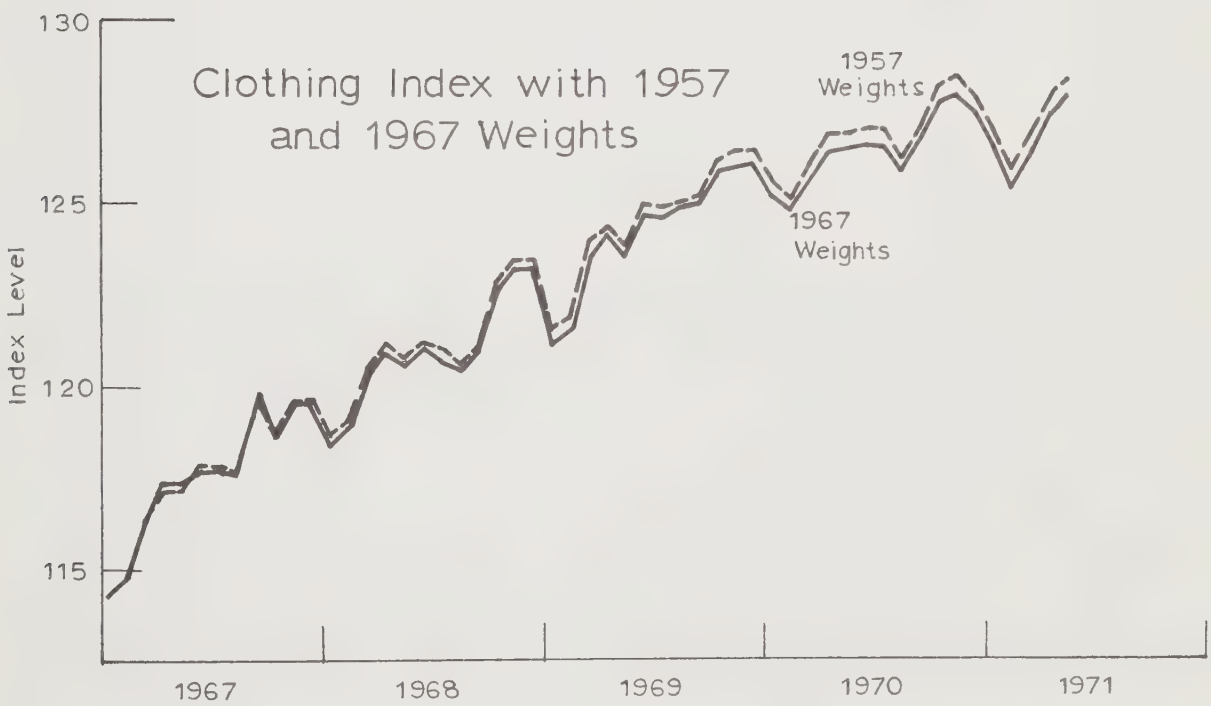


Figure 8(iii)

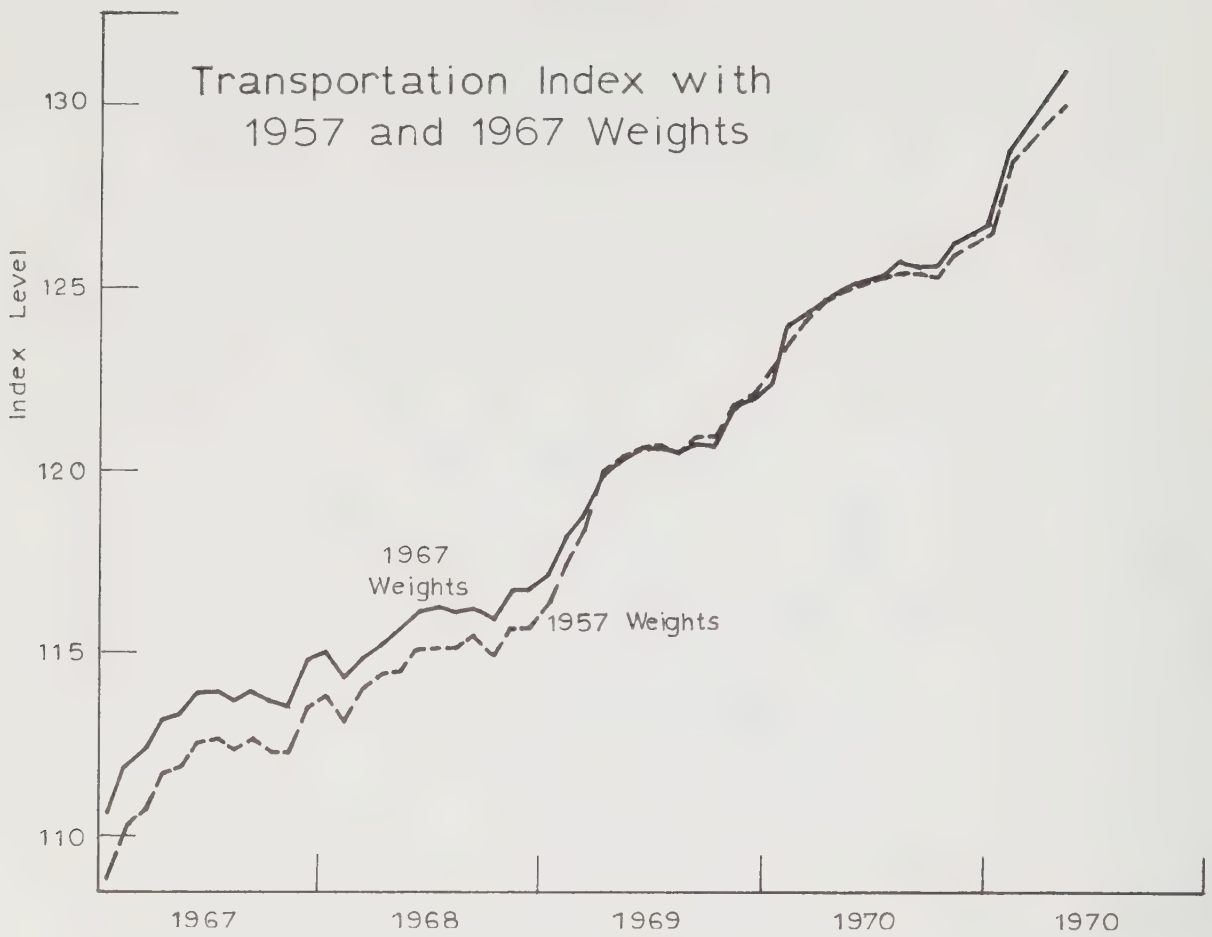


Figure 8(iv)

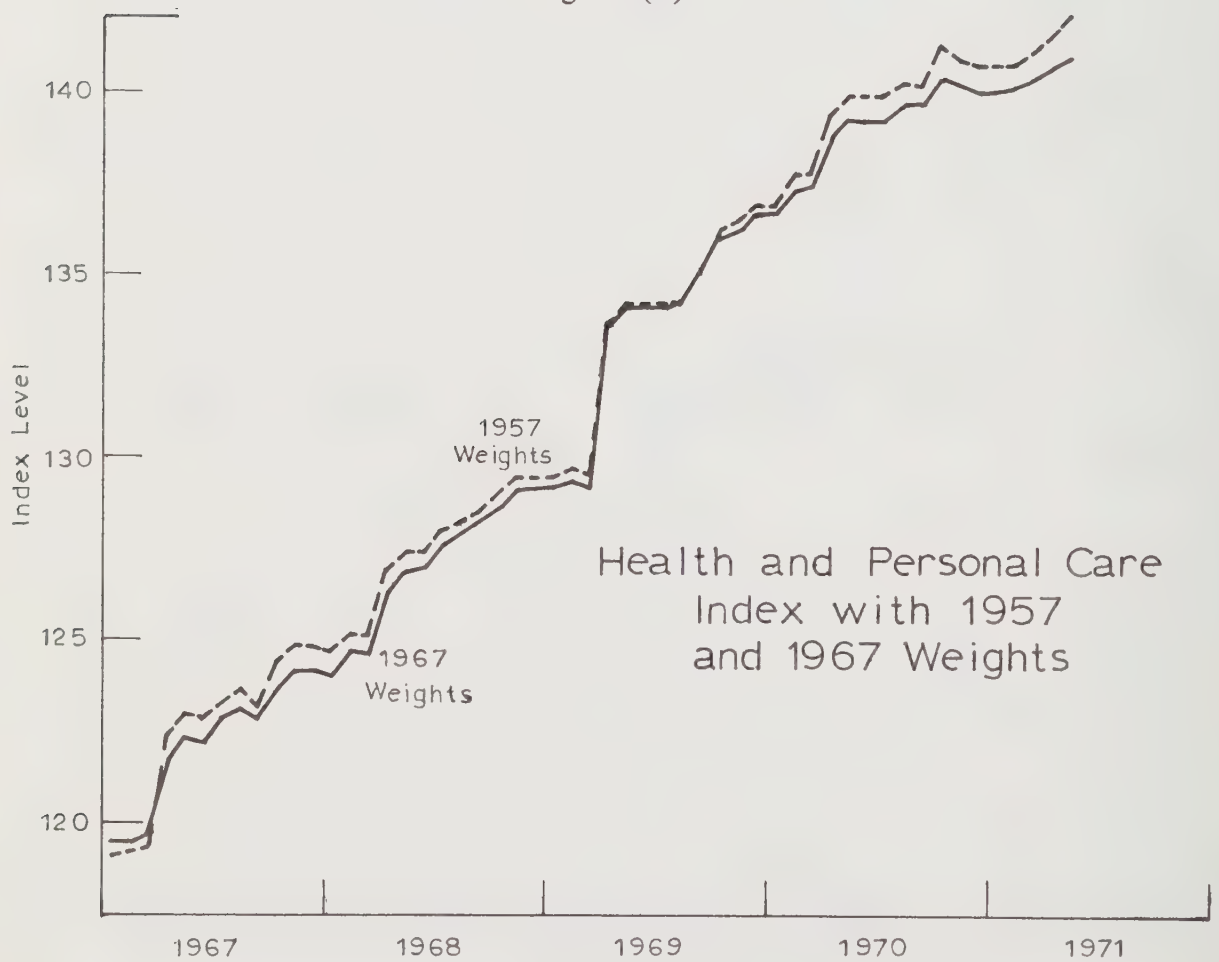


Figure 8(v)

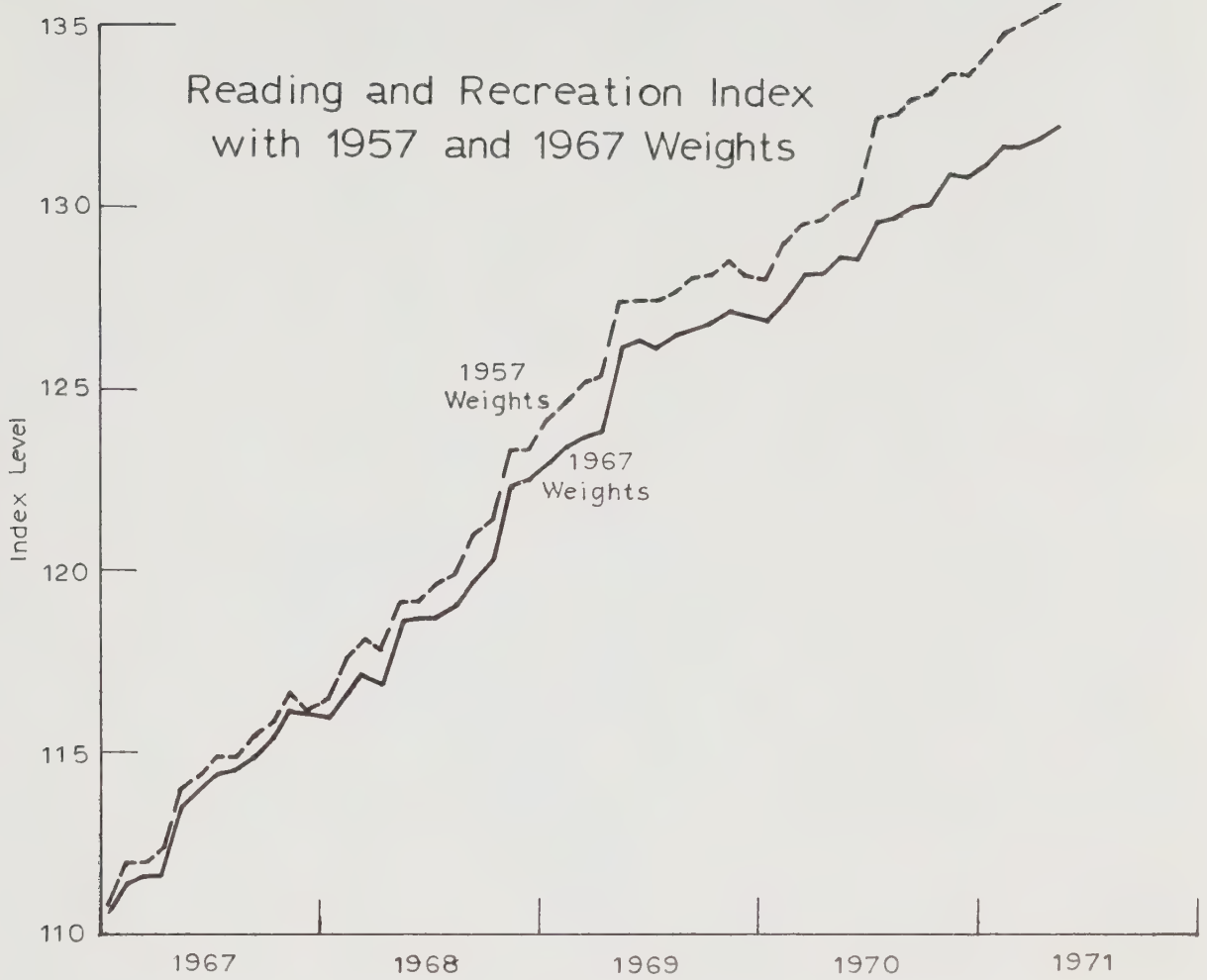


Figure 8(vi)

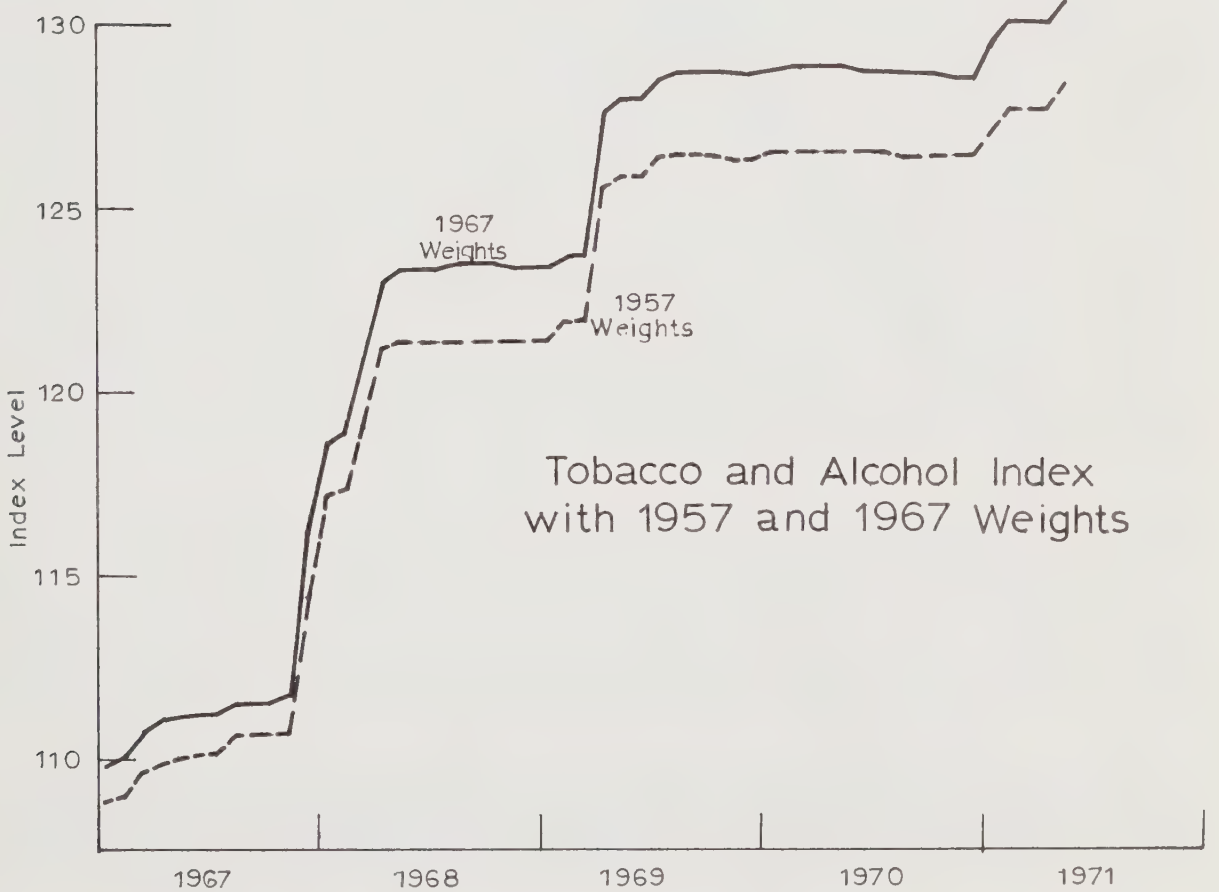
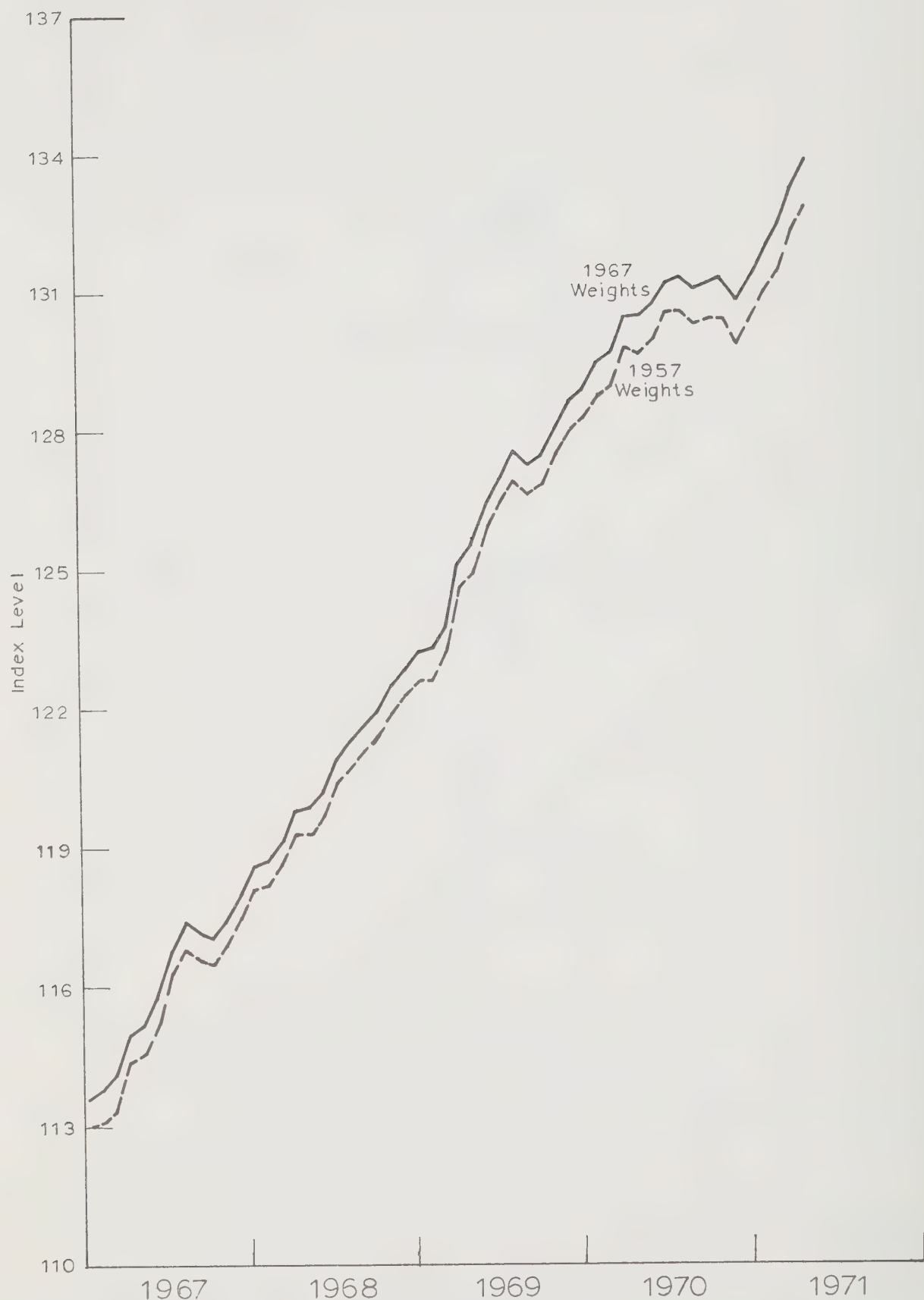


Figure 8(vii)
ALL ITEMS CONSUMER PRICE INDEX
WITH 1957 AND 1967 WEIGHTS



from a judgment sample of retail outlets for items considered to be typical volume sellers. Prices from individual outlets in a city are averaged (unweighted) in obtaining the price entry for that city. In compiling the national index, city weights (by volume of sales) are applied to give a weighted average national item price. However, for food and household items priced in chain and independent stores, separate chain and independent item prices are carried to the national level where they are combined with weights representing the proportion of sales in each category of outlet. The weights for each of these factors are considered variable but when a weight change is introduced it is spliced in and not permitted to affect the level of the index at the time of its introduction. Therefore, while the objective may be to compute changes in prices paid by consumers, what is actually obtained is changes in prices charged by a particular, but variable, sample of retailers.

Prices of items are intended to be “the price people who shop that day would pay for the item, without reference to whether or not the price is described as being ‘special’, ‘regular’, etc.”⁵¹ Consequently, to the extent that sample days correspond to shopping patterns, the index should reflect sale items, discounts, etc. which have become characteristic of retail merchandising, and the index is not, therefore, strictly an index of “list” prices. “Transaction” prices for new automobiles, defined as list price less average reported discount, are obtained from a number of franchised dealers in major cities. Prices of used automobiles or other used durables are not collected. For the majority of items, therefore, prices are as described above—retail price per unit of the good or service existing at the time of sampling. There are, however, a few exceptions to this method of direct pricing.

Rental payments are obtained from a probability sample of 7,000 rental households,⁵² taken in conjunction with the Labor Force Survey. Each rental unit chosen from the survey is held in the sample for six months but one-sixth of the sample is replaced each month. Price change for the index is measured by the aggregated change in sampled apartment rentals during the month. Any price change resulting from rotation of one-sixth of the sample is assumed to be due to “quality” change and is excluded from the index (spliced out) as a method of holding the rent basket constant. In principle rent payments correspond to the average rent paid except for the treatment of quality. This aspect, which is argued to impart downward bias in the index, is examined in a subsequent section.

Pricing of houses represents another important departure from direct pricing and is likely to lead to a significant measure of bias in the index. In order to circumvent the problems associated with maintaining a “constant” house transaction unit over time, the “price” entries for the new houses component of shelter are imputed from an index of residential building costs. It is a partial

⁵¹ DBS, *ibid*, p. 12.

⁵² Prior to mid-1968, the sample size was 10,000 households. According to 1966 census data, that sample size would have represented about 0.5 per cent of the rental population. At present it would be considerably less than 0.5 per cent because of growth in numbers of rental units and reduction in the sample size.

cost index with only two factors, labor (weight of 35 per cent) and building materials (weight of 65 per cent) included in the calculation. Therefore, it is assumed that labor and material costs are the most important determinants of house prices. Since used houses are not priced, it is also assumed that the index of residential construction costs determines used house prices. Two other components of shelter—tenant repairs (0.2 weight) and home ownership repairs (1.4 weight)—are also imputed from labor and materials costs. The reason for following this procedure in these items is strictly a practical one—“Such a partial cost index is used because attempts to produce a more suitable price series have not as yet been successful.”⁵³ Research is under way within Statistics Canada to improve techniques used to price housing.⁵⁴

The basic difficulties of partial cost indexes are well recognized. They lie in the failure to reflect changes in productivity of labor, in failure to reflect variation in profit rates in the residential construction industry, and the failure to reflect substitution of capital for labor in residential construction. Omitting productivity increase, if it is important in residential construction, results in the imputed prices exceeding true labor construction costs and, therefore, producing a measure of price change which is too large. Omitting variation in profit rates will overstate or understate house prices depending on the relative demand and supply conditions in the industry; it is unlikely that this deficiency imparts any significant long-run bias in the index, but it may be a source of monthly, quarterly or annual error. Neglecting substitution of capital for labor is another example of the basic index number problem in which an overstatement of true production costs is produced by a fixed-weight index. The most serious deficiency probably is failure to reflect productivity change and it undoubtedly has produced some long-run bias in the index. Alternative data which are summarized in Figure 13 will be used to analyse the magnitude of this bias.

Another difficulty associated with this pricing technique for houses is that estimates are derived at only the national level, and no house price series are available for individual cities. The Regional Cities version of the Consumer Price Index⁵⁵ does not include an entry for the item new houses, and the shelter component of that index is determined by the rent item alone. This prevents direct comparisons of regional All-Items Indexes with the national All-Items Index and, because of the wide divergence between rent and home ownership, explains why the regional All-Items Indexes all have lower values than the national All-Items Index.

Prices for the Mortgage Interest Index (MI) are computed from Central Mortgage and Housing Corporation (CMHC) loan records. Movements in this index are determined by movements in the index of estimated average rate of interest paid on outstanding house mortgages, $I_{\bar{R}}$, and changes in the size of

⁵³ A. D. Holmes, “The Canadian Consumer Price Index: A Reply,” *op. cit.*, p. 250.

⁵⁴ c.f. Katharine Kemp, “Developments in Price Statistics for New Residential Building Construction,” *Canadian Statistical Review*, July, 1970. (DBS, 11-003)

⁵⁵ c.f. Table 11, Consumer Price Indexes, Regional Cities, in DBS 62-002 (monthly).

mortgages contracted due to increasing house prices measured by the New House Index (NHI). Specifically the mortgage index at time t is computed as:

$$MI_t = NHI_t \cdot I_{\bar{R}_t}$$

Current mortgage rates, R_t , affect movements in $I_{\bar{R}}$ but in a very small way. It was estimated from 1957 expenditure data that new mortgages accounted for six per cent of mortgages expenditure in that year and that the remaining 94 per cent resulted from mortgages taken out in preceding periods. Therefore, estimated changes in average interest payments are computed as a combination of previous average interest costs and current interest rates at their respective weights, i.e.,

$$I_{\bar{R}_t} = 0.94 I_{\bar{R}_{t-1}} + 0.06 I_{R_t}$$

with t referring to the sampling period, in this case the quarter. Calculation of the index quarterly creates a timing problem in recording changes in interest rates since recorded changes may be lagged as much as five months behind actual changes. For example, changes which occur in January are not reflected in the index until at least July.

An additional problem of the mortgage interest index is its underlying concept. It is an attempt to estimate the change in the cost of holding existing mortgages rather than a measure of changes in transaction prices in the mortgage market and it does not provide a good measure of changes in current mortgage interest rates or costs. Aside from the important question of appropriateness of the specific weighting factors used (0.06 and 0.94), it is obvious that the procedure must understate current interest rates when interest rates are rising, and overstate them when rates are declining. Consequently as a monitor of change in transaction prices (current interest rates) the index is unsatisfactory. Moreover, historical interest rates are undoubtedly held in the index long after they are applicable due to house resale, renegotiation or full payment of mortgages. Because the calculation procedure assigns a diminishing but finite positive weight to all historical interest rates, it never eliminates preceding rates from the index.

The effect of different assumptions and calculation procedures on the mortgage interest index are illustrated in Table VII. The first two columns, MI and NHI, reproduce published data and column three, $I_{\bar{R}}$, is calculated from them. Rates on residential mortgages reported by CMHC are indexed in column four to measure change in annual average current interest rates over time. Columns five and six are approximations of the average effective interest rate paid assuming mortgages are held for 10 years and for five years. The last two columns, MI* and MI**, are recombinations of alternative new house indexes and current interest rates providing alternative measures of changes in mortgage costs. MI* was derived from the index of CMHC rates and the published new houses price index, NHI. MI** was derived from CMHC rates and the index of new house prices which incorporates productivity and profit rate changes.

TABLE VII

Effect of Alternative Calculation Procedures and House Prices on the Mortgage Interest Index

Year	Published Mortgage Interest Index MI	Published New House Price Index NHI	Implicit Av. Interest Index ^a $I_{\bar{R}}$	Index of CMHC Rates	Index of Av. Mortgage Rates Paid, Specified Term ^b		MI** ^d
					10 year life	5 year life	
1961.....	100.0	100.0	100.0	100.0	—	—	100.0
1962.....	103.7	102.6	101.1	96.9	—	—	96.9
1963.....	107.9	106.0	101.8	94.7	—	—	96.7
1964.....	111.0	112.1	99.0	93.1	—	95.1	99.5
1965.....	114.8	117.5	97.7	93.1	—	94.0	104.6
1966.....	119.7	122.8	97.5	101.8	—	95.8	121.4
1967.....	125.5	131.6	95.4	109.4	—	101.0	138.5
1968.....	136.6	140.8	97.0	127.6	—	112.0	165.9
1969.....	156.0	151.6	102.9	140.0	114.8	123.4	190.4
1970.....	177.0	161.4	109.7	149.9	—	—	203.9
1971 Av. to Mar.....	191.5	168.4	113.7	139.5	—	—	—
1971 (Mar.).....	191.5	169.2	113.2	134.0	—	—	—

SOURCES: Published Indexes from DBS, *Price and Price Indexes* (62-002, monthly). CMHC Rates and Average Rates Paid calculated from CMHC, *Canadian Housing Statistics* (Annual).

^a Calculated by dividing MI by NHI.

^b Calculated from Tables 21, 32 and 52 of CMHC, *Canadian Housing Statistics*. It was assumed that mortgages are negotiated uniformly over time.

^c Calculated by multiplying NHI by the index of CMHC rates. MI* provides a measure of the current cost of borrowing for house purchase, relative to 1961.

^d Calculated as above but with a house price index adjusted for profit and productivity change. (See Figure 13)

The data clearly indicate each of the lag and bias characteristics hypothesized above. I_R lags far behind CMHC rates, less behind five-year term mortgages, and is well below even the 10-year term mortgage for one observation that is available. Because it is lagged, it registers higher index values when CMHC rates were falling and lower values when they were rising. Moreover, the same relationships exist between MI and MI*, or MI and MI**. During the period 1961 to 1965 when CMHC rates were declining, the official index showed greater increases than either of the revised series, but the reverse is true after 1965 when CMHC rates began increasing rapidly. By 1970 there is a wide difference between the published and revised series, particularly when unadjusted house prices are used. In 1971 when CMHC rates turned downward again the official index registers a substantial increase while the revised indexes show little gain or some decrease. Clearly then, the Mortgage Interest Index is highly sensitive to the methodology employed in producing it, and it is highly sensitive to the index of new house prices that is employed. When we examine sensitivity of the All-Items Index to various changes in components, we use MI** because it represents current interest rates and is a less biased house price series.

Reported changes in insurance on houses, like mortgage interest, are also tied to the House Price Index. Movements in the Insurance Index may arise from either changes in insurance rates or changes in the House Price Index. Property taxes are measured by mill rate changes with efforts made to adjust the mill rate for changes in property assessments when these occur. Prior to 1970 changes in mill rates on property were incorporated into the index only during the months September to December in equal increments. Since 1970, property tax changes have been obtained by survey and are recorded as soon as they are discovered which normally will be some months after the beginning of the period to which they are applicable. This change in procedure could influence movement of the index and represents an example of procedural error. However its magnitude in the CPI is likely very small due to the small weight on property tax.

It also represents another minor problem in the index, i.e., the timing of introducing price change. In the case of property taxes, a mill rate will normally be applicable over at least a full year but new rates are often not established until mid-year. Auto licences are treated in the same manner and represent the same timing problem. Mortgage interest is another example since it is calculated only quarterly and, as indicated, lags behind changes in actual mortgage rates. And recording of auto prices will also produce a small timing problem. Auto prices are collected in only eight months with February, September, October and December not sampled. When new models are introduced, usually in September and October, there is a lag of about two months until model changes have been evaluated. In all cases where there is no sampling in a particular month, the price for that month is reported as the immediately preceding month's observation. Price changes which occur more frequently than monthly will in effect be averaged and reported monthly.

None of these examples represent statistical bias when viewed over a period of years but they can contribute to spurious price change in a particular month.

Although they may be relatively unimportant quantitatively, they deserve better documentation and some analysis on their effect on short-term movements of the index. They also represent a further limitation on use of the index as a measure of month-to-month price variation.

*Treatment of Quality*⁵⁶

The fixed basket concept underlying the Consumer Price Index requires constancy or equivalence of qualitative characteristics of goods and services, but maintaining constancy presents real problems to index compilers. Special procedures have evolved for identifying and excluding effects of quality change from the index but there is frequent criticism of these procedures—"Since, in our view, the problem of adjusting price indexes for quality change arises whenever the attributes of a commodity being price changed (the totally new commodity is the extreme case), the necessarily conventional adjustments which must be made to provide for continued measurement of price change confront price indexes with one of their severest limitations and introduce into them a not always determinate element of error".⁵⁷ It has been argued by economists and others that quality bias is positive and significant. For example, the Council of Economic Advisers attributed most of the 1.2 per cent annual increase in the U.S. CPI between 1961 and 1965 to quality improvement of which no account was taken. However, opinions are divided on this issue. The study completed for the Joint Economic Committee concluded: "On net balance, there may be some upward bias because of quality improvement. But such a bias would appear to be more significant for a cost-of-living index than for a consumer price index. There is no solidly based evidence to support the conclusions that the net quality bias was large enough to offset fully, or even to a substantial extent, the steady rise in the CPI between 1958 and 1964."⁵⁸

To understand the problems created by changing quality it is necessary first to understand what constitutes quality change. One of the difficulties in indexing is the lack of agreement on this issue. Adapting a definition offered several years ago—"quality is the combination of attributes of a product that have significance in determining the degree of acceptability to a user"⁵⁹—it is clear that quality relates to satisfaction, welfare or utility characteristics of goods and services and is, therefore, conceptually immeasurable. But since measurement is required for indexing, means must be found to circumvent this basic problem. The method followed in compiling the Consumer Price Index is to view a product according to its physical characteristics which have relevance to

⁵⁶ The majority of Asimakopulos' analysis involved the quality problem of the Consumer Price Index. Since the basic treatment of quality has not changed since 1961, we try here only to summarize the main problem and features, and refer readers to Asimakopulos' paper for more detail if it is desired. See A. Asimakopulos, *op. cit.*

⁵⁷ B. J. Emery and T. K. Rymes, "Price Indexes in a Social Accounting Framework", in *Papers on the C.P.S.A. Conference on Statistics*, 1962 and 1963, p. 182.

⁵⁸ U.S. Congress, Joint Economic Committee, *Inflation and the Prices Indexes*. Materials submitted to the Subcommittee on Economic Statistics, p. 29.

⁵⁹ From *Market Demand and Product Quality*, Report of the Marketing Research Workshop, Michigan State College, 1951, p. 117.

want satisfaction and to attempt to hold products constant in these characteristics. This amounts to regarding products as a bundle of salable resources which are the end product of a production process, rather than as an input to a further production process, the end product of which is satisfaction. The unit of the good or service which enters the index is, therefore, the actual market transaction unit rather than the consumption unit as perceived by the purchaser. Quality variation is registered when the transaction unit undergoes a perceptible change in physical characteristics rather than in performance characteristics. This method of quality identification is more characteristic of that outlined for the Pure-Price Index than for a welfare index.

The entire quality adjustment process revolves around commodity specifications, a detailed list of physical characteristics of each item or variety of item. Specifications are narrowly defined descriptions of the prominent physical characteristics including such factors as kind, size, grade, material, package, etc., and for an individual item, usually a specific brand name. Over time if volume sellers fall within specifications, the product is treated as remaining constant in quality and any price change is allowed to affect level of the index. To the extent that specifications are complete physical descriptions of products, this procedure will succeed in maintaining equivalence in the modified definition of quality. However, for most products it is unlikely that all relevant physical characteristics can feasibly be identified or enumerated. As a result many quality changes can occur gradually within the specifications and will be reflected in the index as price change when in fact they should be factored out as quality change. This is obviously one source of quality bias.

The food component of the Consumer Price Index appears to be one area where this source of bias may arise. Quality improvement in food products arises from several sources:

- improved production methods and grade standards,
- faster and improved methods of distribution for fresh and frozen products, up to and including retail distribution,
- packaging which maintains condition over long periods, and
- greater culling and trim which reduces spoilage and wastage.

Many of these changes have occurred to some degree in the food category over the last decade. Some of the changes have been a direct result of growth in chain stores, others have occurred as a result of changes in production, regulation and distribution. But in terms of the quality adjustment problem most of such changes have occurred gradually and have been treated generally as changes within specifications. Therefore, assuming that the net change has been quality improvement, reflecting such changes in the index as price change produces some upward bias. Specific examples of these improvements include tenderness, uniformity, flavor and wastage in meats, improvements in merchandising fresh fruits and vegetables, quality control in all processed foods, and variations in packaging which improve keeping quality. This claimed improvement in quality within specifications may be viewed another way: providing today's

quality in the base period would have required employment of additional resources and therefore would have been associated with a higher base price.⁶⁰

It is not claimed that all qualitative changes within specifications are positive. There are undoubtedly many that are negative. Nor is it claimed that such changes can be accounted for easily in the index. However, on the assumption that the net effect of these changes is gradual improvement over time, the error or bias in the index is in the direction of overstating price change. While its magnitude may be small, the bias resulting from changes within specifications may be the most significant source of quality bias. It is also likely that this source of bias would be more important for a welfare index than for a pure-price index because of the discrepancy between physical characteristics of commodities and the want-satisfying services associated with them.

Further index problems arise when product changes cause the item to fall outside specifications (as with periodic model changes) or when the volume seller is replaced by a new volume seller which no longer falls within specifications. A number of procedures are available and are used for treating these changes.

Case I (overlap)

If items A and B occur simultaneously in the market, the quality differential may be approximated by the price differential between them. When model B replaces model A in the index it is spliced into the index at the relative level of the last quotation used for model A.⁶¹ Where items have existed simultaneously for a considerable time and have both moved in significant volume, this procedure provides an acceptable evaluation of quality difference—in fact, it is difficult to propose a more acceptable practical solution to the quality problem than this ideal market evaluation process. The method may be criticized on the basis that the reason for model B superseding model A is a quality differential in excess of the price differential, but such a change may also result from changes in consumer tastes, and market-generated data will generally not provide information required to uniquely establish the true quality differential. The major example of the application of this procedure in the CPI is in the clothing category but it is applied also in some food, household supplies and personal supplies when the required condition of overlap occurs.

Case II (No Overlap)

The more frequent situation, which is also more difficult to handle, occurs when a quality change occurs and there is judged to be no satisfactory overlap period for market evaluation of quality. Three general procedures for evaluating quality variation in this situation are used—bumping, splicing and calculation of an adjustment factor.

Bumping. When new items are “bumped” into the index a direct substitution is made between prices of the new item and prices of the old, and the series is

⁶⁰ One can easily think of other examples in other areas—extended oil change and grease periods in autos, clarity of picture and sound in entertainment equipment—all engineering changes which are difficult to identify and impossible to evaluate and which are largely unaccounted for by specification pricing.

⁶¹ Emery and Rymes, *op. cit.*, p. 182.

carried on as if there were no product substitution. As a result any change in price corresponding to the change in item is recorded as actual price variation. The price relative, Y_t , used in the index calculation to “bump” B into the index in place of A takes the form:

$$Y_t = \frac{P_{Bt}}{P_{At-1}}$$

Obviously for a bump to reflect price change accurately there must be no difference in quality between the new and the old item. If the new item exceeds the old item in quality, bumping overstates price change and if quality has decreased, there will be an understatement of price change.

Splicing. A full splice consists of introducing the new item into the index with no recorded price change on the assumption that quality change just equals (compensates for) price change. Clearly since the new and old prices are assumed equal, the price relative is unity, i.e.:

$$Y_t = \frac{P_{Bt}}{P_{At-1}} = 1.0$$

This method also produces bias in the index if the assumption of equal quality of price changes is not valid. If the change in quality exceeds the change in price, the splice will produce a measure of price change which is too large, and if quality change is less than price change, splicing produces an understatement of true price change. It has been pointed out that, “Since product change in a period of upward price trends generally involves a real price increase as well as a quality improvement, the linking (splicing) procedure can mean a downward bias.”⁶²

Adjustment by a Quality Factor. Bumping and splicing are extremes in implicit quality adjustments where it is assumed there is either no quality change or that quality change is just equal to price change. Explicit quality adjustments are also made in calculating a price relative. They take the form:

$$Y_t = \frac{P_{Bt}}{P_{At-1}} \cdot Q^{-1}$$

where Q is some measure of their relative qualities, B to A. Three basic methods are employed in establishing the magnitude of Q.⁶³

i) *Input Cost Analysis*

Changes in the item (additions or subtractions) are evaluated by detailed cost analysis of the variation. The relative evaluation of the old and new items from

⁶² U.S. Congress, Joint Economic Committee, *Hearings before the Subcommittee on Economic Statistics*. Statement by A. M. Ross, Commissioner of Labor Statistics, p. 61.

⁶³ A fourth alternative, using regression analysis to estimate the value of qualitative characteristics, was used by Griliches in the NBER Report for autos and by the U.S. Department of the Census on houses. Each of these applications was only experimental, and the methodology has not yet been applied as an indexing procedure, although Statistics Canada is also experimenting with it. See NBER, *The Price Statistics of the Federal Government*, Staff Paper No. 4 and Katharine Kemp, “Developments in Price Statistics for New Residential Building Construction.” *Canadian Statistical Review*, (DBS, 11-003), July 1970, p. 114.

the cost imputations provides a measure of relative qualities in the two periods. In the economic ideal of perfect competition cost imputation would be expected to provide a good measure of quality. However, in the cases where this method is employed, mainly automobiles and appliances, these conditions are not met. It is impossible to generalize possible bias from this source but in the absence of alternative adjustments, it provides a useful, if possibly imprecise, measure of quality.

ii) *Commodity Specialists*

Frequently a single, but predominant, feature of an item will be changed and commodity specialists are consulted to evaluate the change. In evaluating it they draw upon their knowledge of price structures of closely related products, manufacturers' costs, as well as market determined quality differences. In effect, an attempt is made to "price" the item without the quality change and to calculate the quality factor from the price change. The major drawback of this method is that quality may change due to variation of other than the predominant characteristics.

iii) *Index of Partial Costs*

This variation of the cost imputation approach defines an artificially structured (but typical) item in the base year, then "prices" it by indexing the cost of producing that item over time as input costs change. This method is used only for the new houses and repairs components of the CPI, where the partial cost indexes are composed of labor and building materials. This technique is subject to several defects which were outlined earlier.

The areas in which each of these procedures is applied in compiling the Consumer Price Index can be summarized in a very general way only, since handling of a particular item or group of items will frequently involve more than one approach. The effect of these procedures on the index is not at all clear and cannot be specified with any precision, if indeed at all. Bumping of items which do not meet specifications apparently is used infrequently. One instance of bumping which probably introduces a small measure of positive bias into the index occurs from the treatment of property taxes. There it is assumed that the quantity and quality of services associated with property taxes remain constant over time and no adjustment is made when changes in the mill rate occur, thereby attributing the entire mill rate change to price change.

The use of pure splicing is more frequent. Two important examples of splicing which produce opposite results occur in the treatment of chain-independent store prices (where the change is from higher to lower prices with assumed equivalence in quality and quantity of services), and removal of price change associated with rotating the rent sample in tenant costs. These examples are discussed in the next section. In addition, treatment of drugs in the personal supplies component is handled by splicing, and probably also introduces a small degree of downward bias to the index.

The use of input cost adjustments is used almost exclusively in pricing autos and appliances, including radios and televisions under recreation. A great deal

of the supposed quality bias in consumer price indexes appears to have been based upon Griliche's evidence, produced in the early 1960s, that quality improvement in autos had been greatly understated. However, since 1961 U.S. and Canadian index compilers have collected much more detailed cost information on all aspects of auto production covering, for example, accessories and safety features. In addition, efforts have been made to adjust for warranty changes, both positive and negative, as auto manufacturers add and subtract these features over time. Similar kinds of cost information are employed to account for accessory, size, feature, etc., changes occurring in appliances. It is not at all clear why the cost approach is so closely followed in these areas when the alternative and more acceptable market evaluation method could be applied to a large number of changes, ⁶⁴ and it may be useful to consider greater use of market evaluations when the index is next revised. However, the improvement in information used by the index makers in these areas, particularly in autos, should have reduced the sources of bias which have been attributed to the cost imputation ⁶⁵ method of quality adjustment in previous studies.

Finally, the difficulty in maintaining equivalence of quality for items in many categories, particularly clothing and furniture, require appeal to commodity specialists or some other body of experts for an assessment of the many changes which occur. While dependence upon one or several major quality determinant features runs the risk of neglecting others, it is difficult to envisage a more satisfactory method which would be practical, considering the size and complexity of the task involved.

This discussion of bias resulting from treatment of quality change is hardly definitive. To summarize, the problems and biases arise from two sources—changes which occur within specifications and which are not treated, and changes which occur outside specifications and for which implicit or explicit adjustment is made. In the first case it is argued that the net effect is to produce a small degree of upward bias in the index. In the second case there are a number of positive and negative biases. If taxes, house prices and the treatment of chain-independent stores are considered to be “quality” problems there is probably a small positive bias which would be partly offset by rent. The difficulties of analysing the quality problem might best be summarized by an authority on the U.S. Consumer Price Index: “To summarize, statements made about possible upward bias in the index numbers because of product improvements ignore the realities of index number practice. Since product changes in a period of upward price trends generally involve a real price increase as well as quality improvement, the linking procedure can mean a downward bias. From our intimate knowledge of the procedures actually followed in compiling the indexes, we consider this a greater danger than the possibility of upward bias frequently claimed by

⁶⁴For example, there will normally exist a market for different sizes of appliances, auto accessories and options, many auto safety features, types of equipment and so on. There are some difficulties in using these market determined differences as measures of the true quality difference, but the arguments in favor of using them are at least as strong as using the cost imputation approach.

⁶⁵ Excluding, of course, the partial cost imputations used to “price” houses.

those who are less familiar with our procedures. Obviously, however, we cannot say what the net effect is.”⁶⁶

Bearing in mind what was said earlier about the nature of quality bias and its relevance to monitoring inflation, it is concluded that quality bias is only one and not likely the most important problem of the Consumer Price Index. It would likely be a more serious problem in using CPI as a welfare index and it would represent one of the most difficult procedural problems in compiling one.

SUMMARY OF PROBABLE BIASES IN THE CPI

Throughout the previous discussion a number of characteristics of the Consumer Price Index have been pointed out which may introduce errors in measuring or interpreting price change in goods and services purchased by consumers. The sources of these problems vary from mixing of index concepts, to weighting deficiencies and omitted items, to treatment of price and measurement of quality. Clearly it would be desirable to examine and qualify meticulously all sources of indexing error and bias but a high degree of refinement is almost impossible to achieve even with more time than is available to the typical study of index numbers. As a result this discussion makes a very modest attempt at assigning direction to probable errors and indicating their relative importance in the index according to item weights. Clearly many of the errors in the index are offsetting and the importance of bias becomes less important in the overall CPI than in its major components; this is especially true of problems arising from either inappropriate or outdated weights, but it also applies to problems created by bumping and splicing, and to two important biases within the housing component. Finally it would be desirable to maintain the distinction between the Pure-Price Index and Welfare Index in this comparison. In many cases the nature of the bias would be similar but without additional information it is difficult to go beyond the incomplete generalization that in quality and formula error, the bias is probably greatest for a welfare index. In the following discussion the comparative norm is the Pure-Price Index of prices paid by consumers for goods and services purchased, since it is maintained that this is the relevant index for measuring price change in the consumer sector, and to the efforts at monitoring inflationary price changes.

Since little has changed in the CPI since Asimakopulos completed his study, it is useful to summarize the major sources of bias he reported.⁶⁷ Three major categories were identified where he thought there was significant upward bias—food, home ownership, and automobile purchase. Within food he identified: i) inappropriate use of bumping and splicing, ii) failure to reflect differences in prices paid between chain and independent outlets, and iii) failure to reflect

⁶⁶ U.S. Congress, Hearings, *op. cit.*, p. 61.

⁶⁷ A. Asimakopulos, *The Reliability of Selected Price Indexes as Measures of Price Trends*, pp. 47–76.

changes in associated services adequately (in particular, trading stamps).⁶⁸ Among the three, he attributed greatest importance to (ii) and (iii). A rough estimate of splicing chain-independent store differentials under the assumption of equal quality and quantity of associated services was established at 0.8 index points in the Food Index and 0.2 in the overall index from January 1961 to August 1962; this represents a substantial degree of error if it were to continue at that rate over the period of the index. In home ownership he attributed unspecified positive bias due to the failure to reflect productivity and profit rate changes in the cost imputation for new houses. For autos, estimates of the bias were made by regression techniques for the period 1949-61 and showed some positive bias. However, these data on autos are not too relevant to the present index, because of the time period to which they refer. Additional but minor upward biases were indicated in health care and property taxes and no specific examples of downward biases were discussed. His general conclusion was that there was a small but positive upward bias in the index.⁶⁹

A few comments on these general conclusions are appropriate at this point. First: the quality problem within several categories of expenditure including food, appliances and autos, where net quality increase occurs gradually within product specifications, will impart a small measure of positive bias to the index. As we pointed out earlier, not all changes within specifications are improvements, nor is the magnitude of the bias great enough to reduce the overall usefulness of the index, but our analysis agrees with this aspect of the earlier study.

Second: all taxes included in the index, not just property taxes, are potential sources of bias. They may be associated with increased quantity, if not also increased quality, of services over time. In addition, when dealing with a target group of households, it becomes necessary to identify the distribution of benefits associated with taxes. It is impossible to assess the magnitude of this source of bias without first determining the relative importance of taxes in the index⁷⁰ and the distribution of benefits. However, indirect taxes in the index are at least as important as property taxes (weight 2.2 per cent) and the bias would be considerably larger than Asimakopulos implied by treating only property tax.

Third: the continued increasing importance of chain stores in food retailing relative to independents, and the rapid growth in “mass merchandising” or “discount” operations in goods representing over half of the item weights in the index, imply a greater degree of splicing bias than the previous author cited. This problem and the other components of the prices-paid argument represent, in our opinion, one of the most serious deficiencies in the present index. There

⁶⁸ Because trading stamps have a small redemption value to consumers, they represent a slightly different case from the general services provided by retailers. The recent tendency by retailers to phase out trading stamps will have increased the average price of items for which stamps were offered by an amount equal to their redemption value. Since stamps were not covered by the index, the source of variation will have been missed. Moreover, to the extent that pricing policy is tied to a stamp policy, the index will show price variation when in fact there has only been a redistribution of benefits between stamps and prices.

⁶⁹ A. Asimakopulos, *op. cit.* p. 68.

⁷⁰ At time of writing the Prices Division was conducting a study on the impact of taxes on the CPI. This information will provide one component for determining the magnitude of taxes bias.

is considerable doubt whether associated (non-price) services in different types of stores are important enough to be considered, or indeed whether they should even be considered in a pure-price index. The positive bias resulting from splicing out any price change when lower price stores grow in importance and are sampled could largely be eliminated by annual revisions in store and city weights with the revisions being permitted to affect the index; the data requirements for these revisions should be readily available within Statistics Canada or from secondary sources such as sales data. An additional minor source of bias from the procedure of taking unweighted averages of individual store prices is also worth noting. This procedure provides a positively biased estimate of average price paid if a negative price-volume relationship exists. While this is unlikely a significant source of bias, recent emulation by retailers of price discounting provides some evidence that price elasticity of demand for individual stores is not zero. Despite this observation, it may be totally unfeasible to change individual store weights annually.

The final comment on the applicability of Asimakopulos' appraisal of bias relates to autos. The refinements for treating quality changes in autos should have removed many of the earlier reported sources of bias. A regression analysis similar to the hedonic evaluation approach was considered for this study, but to be worth while it would have required a much more detailed analysis of feature changes than could be identified from the Red Book, the source of Asimakopulos' data. A more fruitful approach might be to compare cost adjustments for features with their corresponding market evaluation in the cases where these are available. Another possible source of bias in autos centres around the use of splicing to introduce new models (such as the Maverick recently); however, these considerations affect a welfare index more than the price index. Finally, using new auto prices to represent used auto prices (if used and new auto prices in Canada have moved as in the U.S.) imparts a small measure of downward bias. For example, on the assumption that used autos account for half the auto purchase weight, combining new and used autos would raise the car purchase index by about one index point per year, but the overall index by only 0.05 index points.

The remaining discussion covers areas of possible bias which have been referred to earlier in the study—housing and rent, weighting problems, and departures from the price index to a welfare index. What is done is to summarize the specific problems, then recalculate the index in order to assess sensitivity of the index to the various problems. We do not assert that the difference between the official index and its reformulated counterpart is the actual bias, but only an indication of the impact of various changes on the index.

The Shelter Component

This component appears to be one of the significant trouble spots in the entire index, both in consistency of index concepts and as sources of bias. Home ownership represents a major departure from the purchase concept applied to

other durables and as indicated earlier, provides a rough approximation of the inputs to a welfare index. The use of average-interest-rate-paid on mortgage debt is consistent with cost-in-use of housing and, therefore, inappropriate to a pure-price index. In addition, the wide and growing discrepancy between the Tenant Costs and New Houses Indexes (122.2 and 171.3 respectively for May 1971) appears to be unusually large when it is considered that they represent the same type of consumer expenditure and are subject to many of the same economic forces. There is strong evidence to suggest that the discrepancy arises in part because of some downward bias in prices for the rent component and positive bias in prices used in the House Price Index. Any downward bias in the Rent Index is itself important because of its effect on accuracy of the overall index. However, it is also important because of its use in deflating personal expenditure on housing in the national accounts. Therefore we review both the tenant cost and new house components for possible bias.

Tenant Costs. Tenant costs (8.8 weight) are composed of rental costs (8.6 weight) and a very small amount (0.2 weight) of tenant repairs. Tenant repairs are calculated in the same manner as the New Houses Index (from implicit cost indexes) and are therefore expected to exhibit some positive bias. But this component is ignored here because of its small weight. The method of splicing out any rent change resulting from rotation of units in the Labor Force Survey is expected to produce some downward bias because of what has been termed the “new unit” problem.⁷¹

New unit bias arises when a particular pricing behavior is followed in rentals. If landlords (or producers of any good or service) are able to price their units when they are first introduced at a level which will amortize construction costs over the life of the building or some other time period, two identical structures constructed at different times will have different rent levels if construction costs are increasing. When later built units are sampled and spliced into the index and the entire price change is attributed to quality improvement, the true price increase is understated. While this pricing behavior suggests a real lack of competition in the rental accommodation market, it was reported by BLS in the United States in 1949, and Statistics Canada and others knowledgeable in rent structures in Canada seem to accept it as operative in rental pricing today. Hence we anticipate some downward bias in the Tenant Cost Index.

It is impossible to quantify the magnitude of this bias without actually sampling rental units of equal quality over some period. One approach would be to follow rents in a group of apartments which were new in 1961 but this method would not be fully satisfactory due to quality deterioration that would occur over a decade. Another approach would be to take a group of rental accommodations and follow rents on them for, say, a five-year period with an explicit quality adjustment made at the end of the period when new rental units are introduced. This approach should provide more accurate measures of rent change than the present method. Another alternative is to make the simplifying assumption that there has been no quality change throughout the 1961 to 1970

⁷¹ Bureau of Labor Statistics, *Monthly Labor Review*, January, 1949, p. 66.

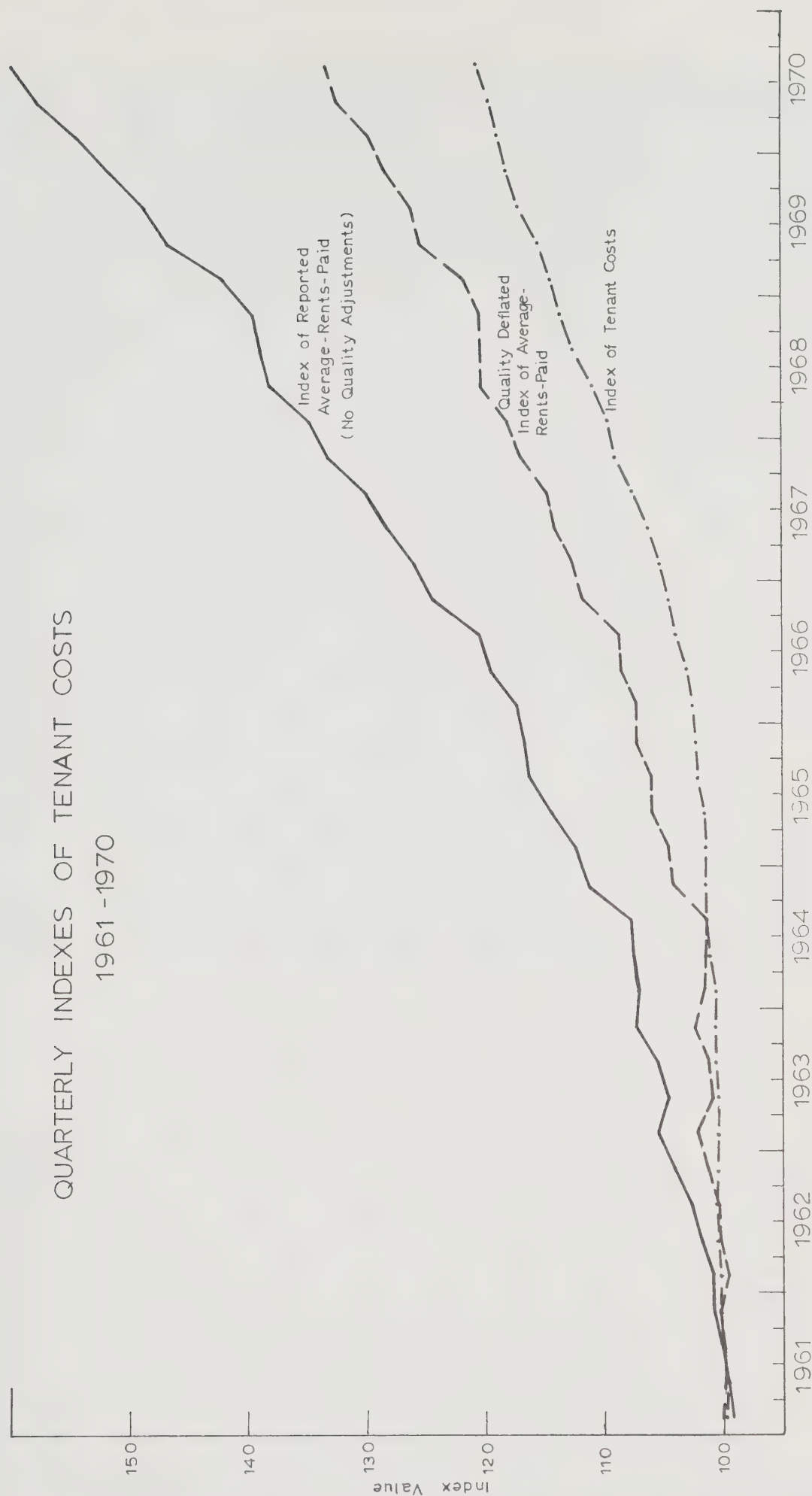
period, or some portion of it, and reflect any recorded price change obtained from the Labor Force Survey as actual price change. Clearly this is an imperfect assumption that would lead to a certain positive bias because there will have been some qualitative improvement. On the other hand, the assumption may be no worse than that underlying the splice procedure. In the absence of any better data, this assumption was made and an index of actual rents paid from the Labor Force Survey (reflecting any qualitative factors such as size, location or accessories which affect rental prices) is compared with the published Rent Index in Figure 9.

The difference in the movements is extreme. Average-rents-paid increase at an average rate which is double that of the published Rent Index; significant increases begin in the former in late 1964 but not until 1966 in the Rent Index. It is reiterated that the average-rents-paid movement cannot be considered to be constant in quality, since it reflects any size, height, location and accessory changes which may have occurred in rental since 1961. However, since the Labor Force Survey is a probabilistic sample, at any point in time new (high quality) apartments and existing apartments have probabilities of selection which are proportional to their occupancy (presumably therefore their numbers) and improved quality has the same probability of inclusion in the quality "un-adjusted" index as it has in being removed from the quality adjusted index. The true rate of increase would, therefore, be expected to lie between these two limits. If it is arbitrarily assumed that quality improvement over the period has been two per cent per year,⁷² and the average rent paid is then adjusted accordingly, a rent index for the first quarter of 1970 of about 132 would be obtained, about 12 index points greater than the reported index. An error of this magnitude represents downward bias in the rent index of more than one per cent per year, about 0.5 in the shelter component and about 0.1 in the overall CPI. While this estimate is rather crude it can be considered to be a reasonable, if not low, estimate of downward bias in the rent index. In view of its magnitude and the use of this component, particularly in deflation of personal expenditure of GNE on housing, steps need to be taken to further refine the collection procedures of rent.

Home Ownership Asimakopulos pointed out bias in the New House Index resulting from the cost imputation method of "pricing" houses but he attributed little importance to it because of the small weight assigned to housing (2.9 per cent). What he did not recognize is that houses actually have an implicit weight in the index twice as large as the explicit weight because changes in measured house prices directly affect the mortgage interest and insurance components (with weights of 2.4 and 0.2 per cent respectively). Therefore any bias in the House Price Index is reflected directly into the home ownership category and the entire index proportionate to the combined weights of the three categories new houses, mortgage interest and insurance (5.5).

⁷² This assumption is considered to be an upper limit on the rate of quality improvement. It could be tested indirectly by comparing, for example, the change in apartment sizes, availability of drapery and carpeting, saunas, pools, etc., but this was not done here. The conclusions on the magnitude of bias must therefore be considered only as approximations.

Figure 9



SOURCES: Index of Reported Average-Rents-Paid—data provided by Prices Div., DBS Quality Deflated Index of Average-Rents-Paid—IRARP deflated for 2% per year quality improvement.
Index of Tenant Costs—DBS, 62-002 (monthly).

An estimate of bias in the New House Price Index was taken from the revised implicit price index for residential construction currently used as a deflator in the capital formation component of Gross National Expenditure.⁷³ For the period 1961 to 1969 the new house component in the index increased at an average annual rate of about 5.5 per cent but the adjusted Implicit Price Index of labor and materials costs increased at an average annual rate of four per cent; the difference of 1.5 per cent is considered to be a reasonable estimate of the magnitude of bias in pricing new houses. Then according to the combined explicit and implicit weights of housing in the home-ownership category, this figure would represent an annual bias of about 0.5 per cent in the Shelter Index and about 0.1 per cent in the overall CPI. This degree of positive bias in the New Houses Index, when combined into the All-Items Index at current weights, just counteracts the alleged downward bias in the rent component. Therefore, if the present format and weights of the CPI are accepted, it can be argued that there are offsetting biases in the shelter component which in effect remove one of the major sources of positive bias pointed out by Asimakopulos. In this very limited sense it could be argued that the offsetting biases produce a shelter component which is free from bias, but this obviously does not diminish the fact that two individual series are biased. But to view the problem in this narrow sense is to neglect the analytical model which has been followed throughout this study. Recalling that the weight on new houses is too small for the Pure-Price Index, it is obvious that if this weight were increased the counteracting biases argument would no longer hold. Also, Table VII indicated substantial impact on the Mortgage Interest Index of using current interest rates. Therefore, once more the problem arises of interpreting the net effect of several simultaneous weight and price changes. In order to investigate the impact of making proposed procedural changes, the index is now recalculated by incorporating some of the weighting and pricing changes which have been suggested.

SENSITIVITY OF THE INDEX TO SPECIFIED PROCEDURAL CHANGES

Throughout this study we have indicated areas in which the conceptual basis of the index is unsuited to the type of price index that is required to monitor pure-price change. All durables, but particularly housing, have smaller weights than those required for a pure-price index. Mortgage interest is also underweighted and it lags behind changes in actual interest rates. In addition, several items of expenditure are omitted from the index. In order to evaluate the impact on the index of several of its present deficiencies, the index is recalculated with modified weights and different price series where an acceptable alternative is available. The objective in this recalculation is to analyse sensitivity of the index to changes which would be required to make a pure-price index. Information was not available which permitted making all of the adjustments on prices to obtain a prices-paid index. As a result the recalculated index

⁷³ See Figure 13, and discussion in that section.

remains basically a prices-charged version. The following discussion examines the effects of each individual component change on the All-Items Index, then calculates the All-Items Index with all changes made.

In conducting this analysis, we were unable to reproduce exactly the All-Items CPI from 1961 to 1970 by combining published weights with published price series. For example, discrepancies between the official index and our calculation of it ran 0.4, 0.5, 0.6, 0.5 and 0.3 for February, March, April, May and October 1970 respectively. There are apparently three sources of this error. First, the weights in DBS, 62-518 and reproduced in Table VII are subject to rounding error as indicated in that table. Second, due to uncertainty on the precise weight on health and personal care, the full 1957 weight was used. Finally, the Consumer Price Index does not have calculation errors removed from it retroactively if they occur; consequently a limited number of errors are likely to show up over time. While the magnitude of difference between the official index and our recalculated version is not large, it could produce spurious comparisons when introducing procedural modifications. Therefore, when introducing procedural changes, the revised index is compared with our calculated version of the CPI, termed the "bench-mark index" instead of the official CPI. The data are summarized annually in Figures 10(i) to 10(v) and their monthly values are tabulated in Appendix III. The data are illustrated directly as they are calculated and as the difference between the recalculated index and benchmark values. Positive differences indicate that the value of the recalculated index with the procedural change exceeds the value of the benchmark index.

The first modification is to introduce consumer credit into the index. A weight of 1.2 per cent was used, selected from Table VI for an average interest rate of slightly less than 10 per cent in 1957. A price series was derived from the rates reported by CMHC (Table VII) on the assumption that consumer credit rates would follow the same pattern as mortgage lending rates. The impact of this change on the index (Figure 10(i)) is small but perceptible, and significantly, it is distributed differently over the period. The revised version of the index shows a slightly slower rate of growth up to 1964 and a slightly greater rate of growth thereafter. By 1970 the index which includes consumer credit lies about 0.2 index points above the benchmark index.

Second, the CPI is recalculated with an increased weight on new houses and the productivity and profit rate adjusted new house price series. The new house weight was arbitrarily doubled in order to compensate for the original deductions for land and capital appreciation in calculating that weight and we expect that, if anything, this revised weight is still too low to correspond with that for a pure-price index.⁷⁴ It is clear from Figure 10(ii) that the combined influence of doubling the weight and using an "unbiased" price series leaves the overall movement of the index largely unaffected. By 1970 the benchmark index is about 0.3 points above the recalculated version. However, analysis of the

⁷⁴ If the 1957 expenditure data for net purchases of houses (including land and capital formation) were used directly in determining the weight, the published weight would be increased by a factor of 2.77 instead of 2.0. If only land were excluded, the factor would be 2.32. Therefore, doubling the weight on new houses is a conservative estimate of the required transaction weight.

monthly observations indicates a considerable degree of short-run variation and crossing of the two series. Obviously this would affect interpretation of month-to-month price change.

In Figure 10(iii), the impact of different assumptions on mortgage interest is tested. First, the weight is doubled on the assumption that commitments to mortgages would be a direct function of house values. The increased weight is applied to an index of current mortgage lending rates derived from reported current CMHC rates in Table VII. In addition, the impact of using current interest rates at the existing weight (2.4) is tested. The impact of using current mortgage rates is substantial and the increased weights amplify the effect. The recalculated indexes lie below the benchmark until 1966 and show slightly less rate of increase, but after 1966, they are above and show more increase. During late 1969, the index recalculated with increased weights and current interest rates reaches a peak above the benchmark of 2.5 index points, then tapers off to about 1.8 in late 1970. The benchmark continues upwards in 1970 while the indexes with current rates begin to decline, reflecting more accurately the movement of interest rates in those months.

The impact of the Rent Index adjusted for a two per cent annual improvement in quality (from Figure 9) is illustrated in Figure 10(iv). As expected, it increases the overall index by a small amount, showing a slightly greater rate of increase after 1964. By late 1970, the recalculated index takes on values about 1.1 points above the benchmark.

The combined impact of these changes on the All-Items Index is summarized in Figure 10(v). The revisions produce an index which is more sensitive to changes in interest rates, presumably a desirable characteristic of an index of inflation. It also reveals more variation over the period as well as a slightly greater average rate of price increase since 1964. The monthly data indicate a greater reduction in the rate of increase in 1970. Therefore, if the index with the procedural changes were taken as a better (but still incomplete) measure of price inflation than the existing CPI, it would indicate a slightly greater degree of inflation from 1964 to 1969, and slightly greater disinflation in 1970. More important, however, this analysis has revealed the way in which use and interpretation affect the magnitude of error. It also points out that the index may be subject to important sources of downward bias, an aspect of indexing which has been largely overlooked previously. In order to be conclusive on the net bias in the index for its use as a "prices-paid index" we would need to assess the magnitude of quality, "prices-paid", and other suggested positive biases, and weight these against the net downward bias indicated in this section. For reasons stated earlier, this was not done. Finally, another important implication arising from this analysis is the discrepancy in the month-to-month movements of the two all-items series. Bias affects long-run uses of the index but short-run discrepancies are critical to policy decisions based upon short-run movements in the index. Consequently, the sources of error identified throughout this study are important to using the index.

Figure 10(i)

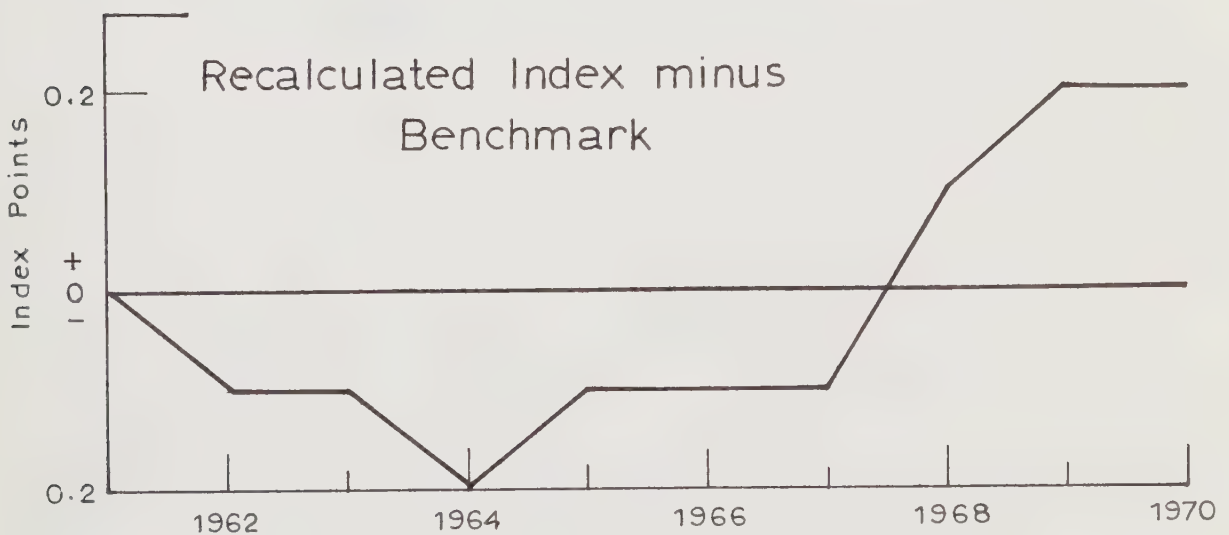
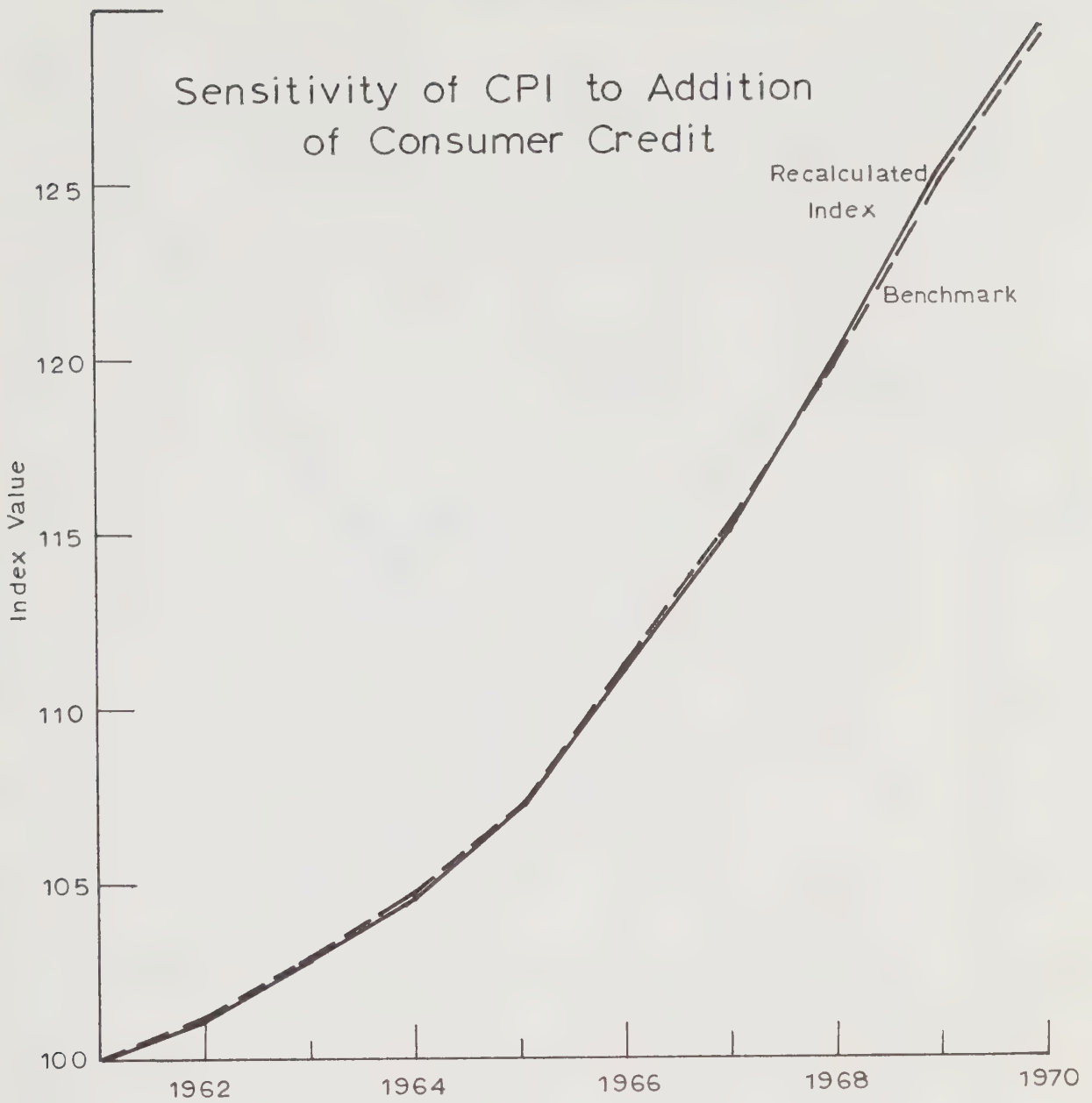


Figure 10(ii)

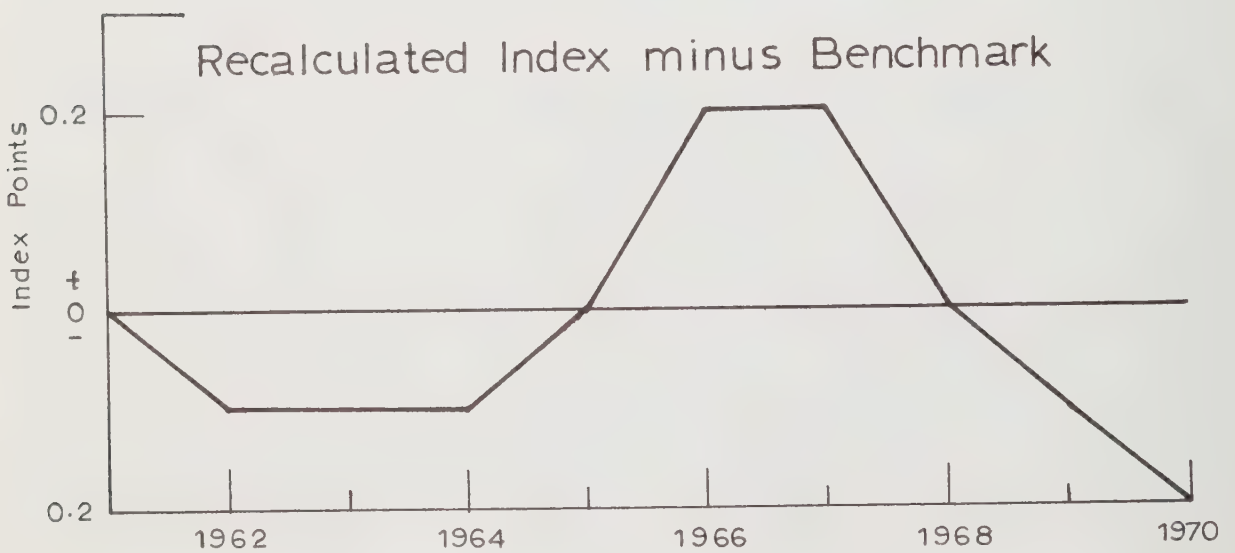
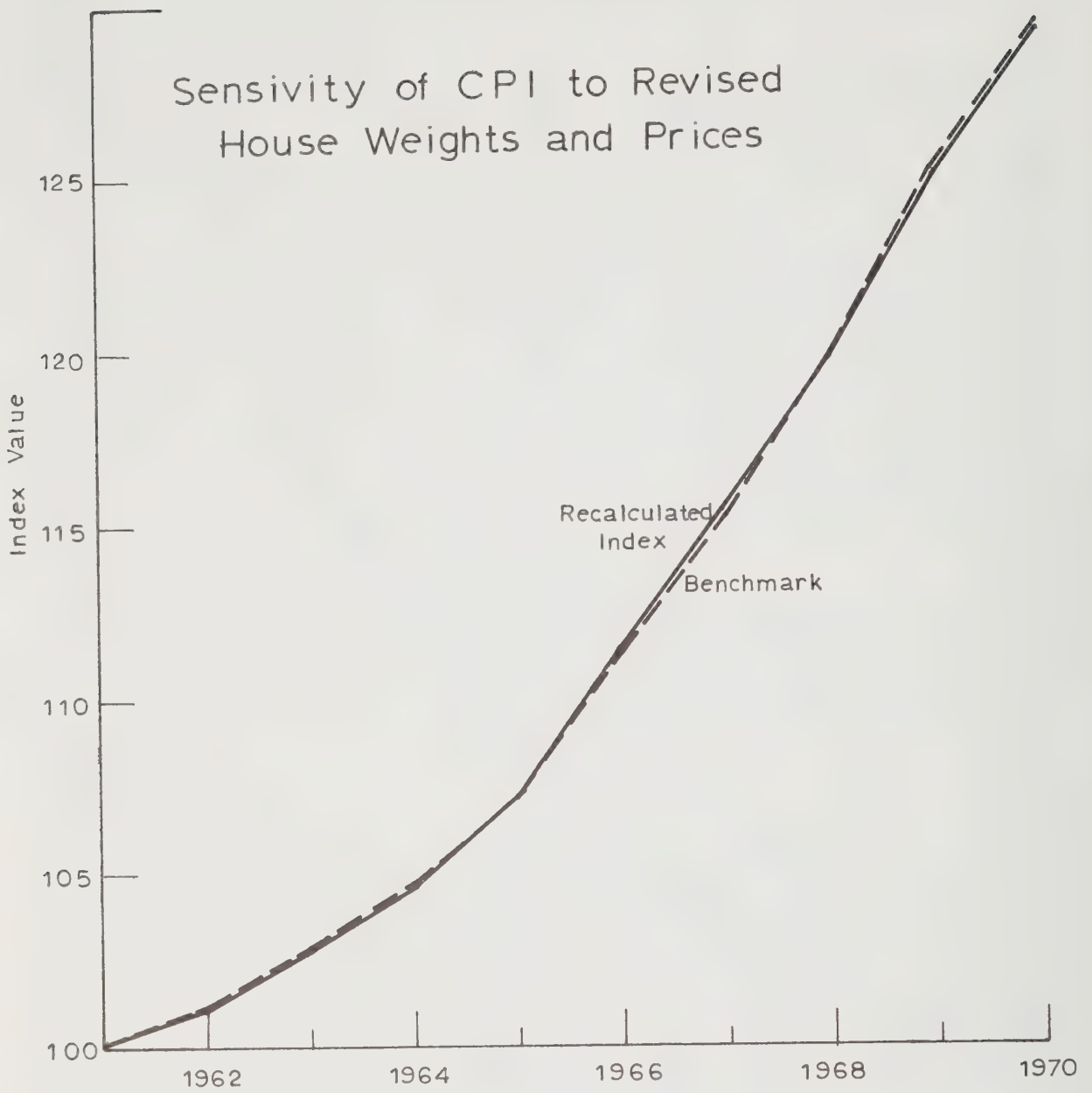


Figure 10(iii)

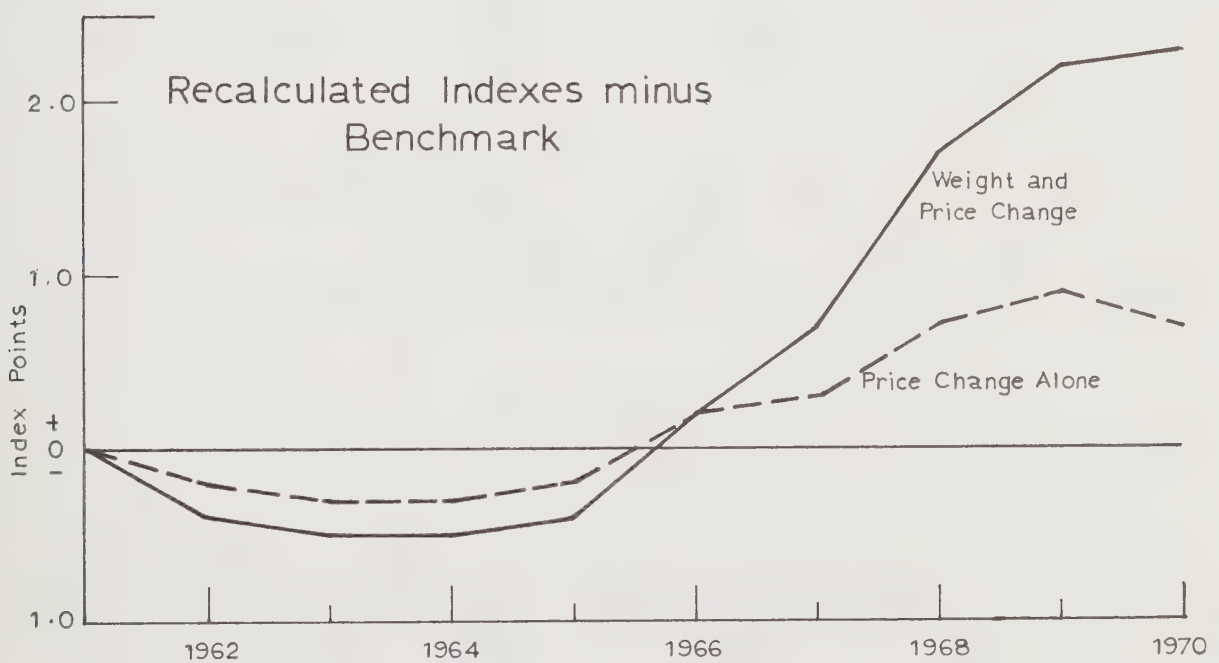
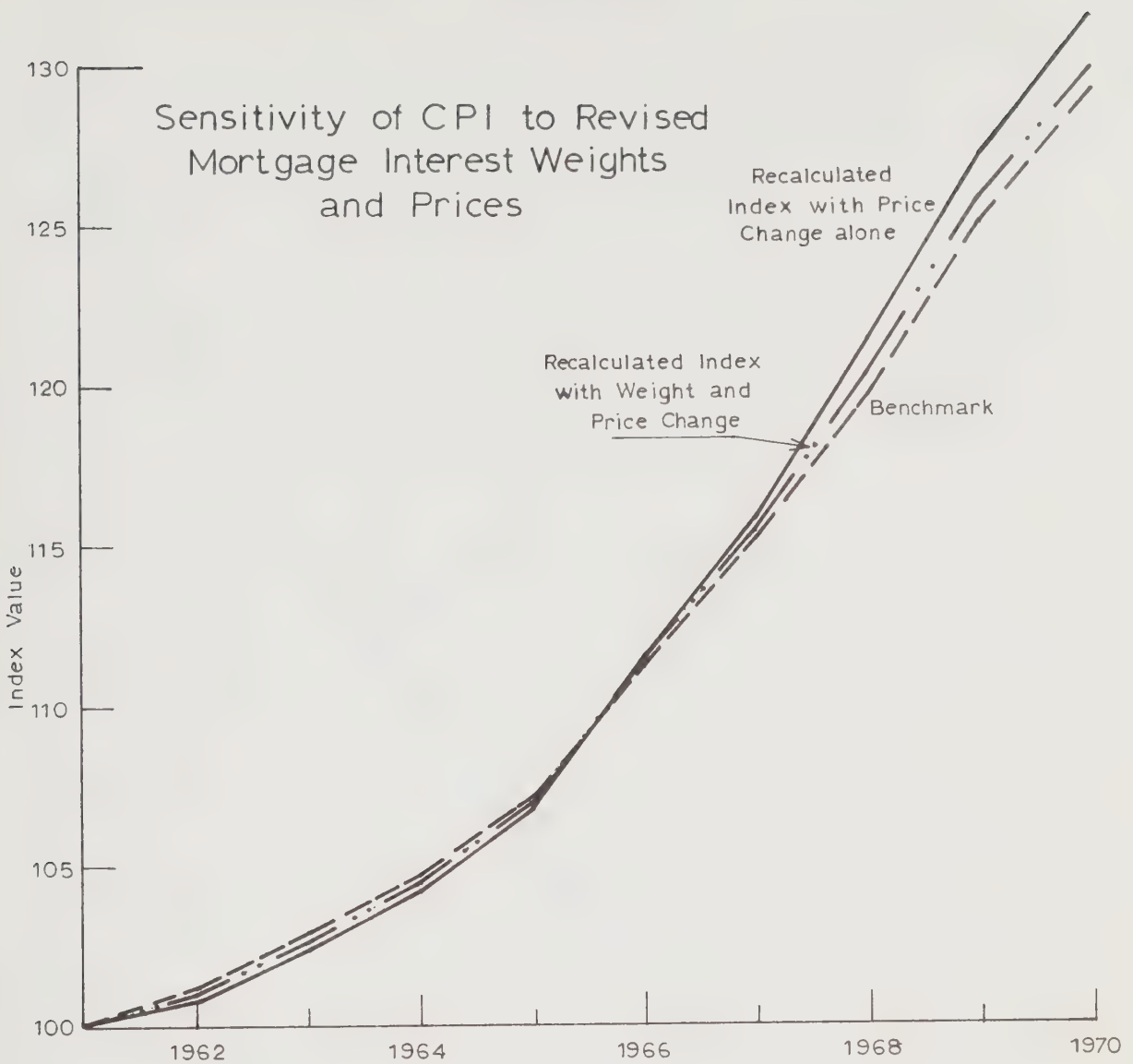


Figure 10(iv)

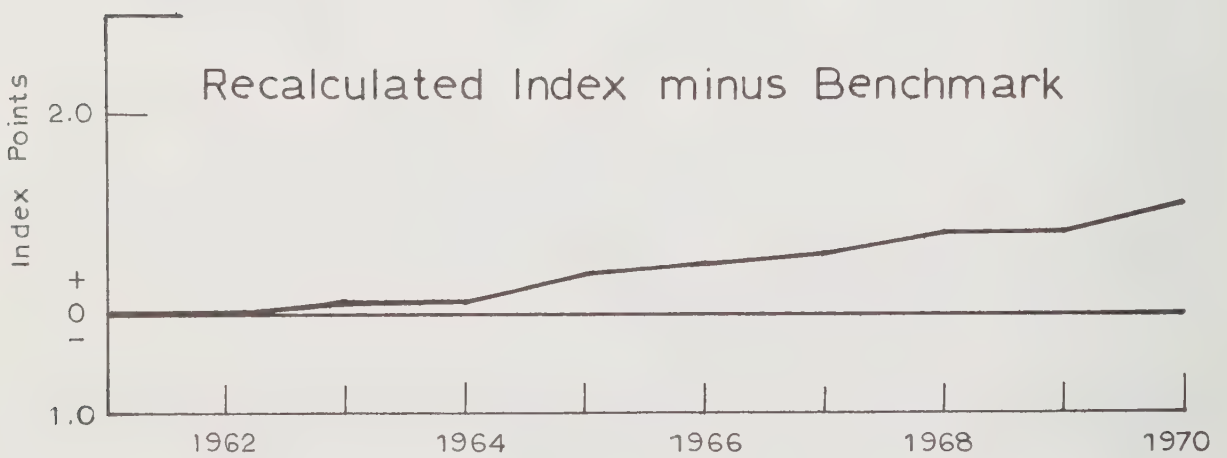
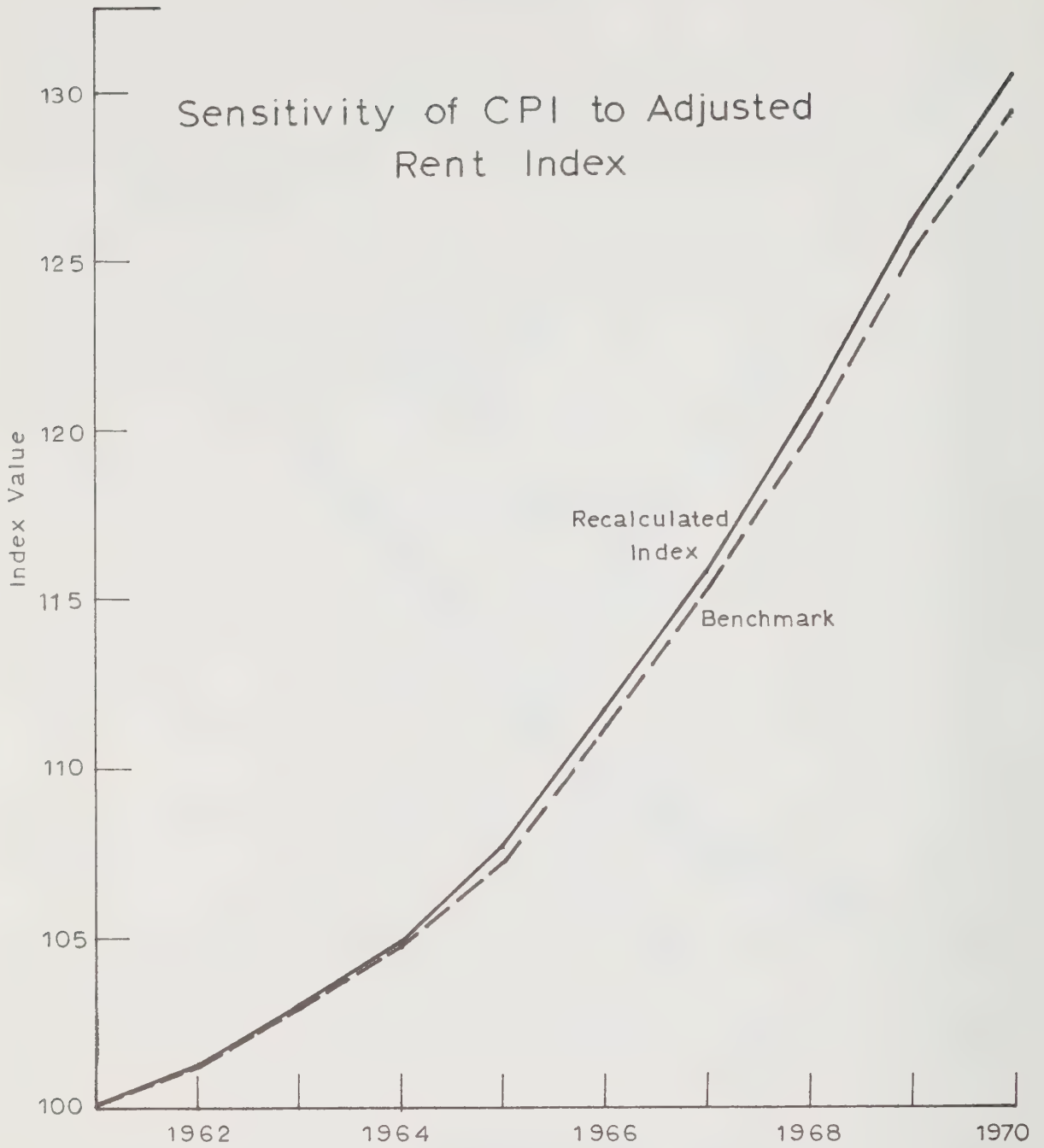
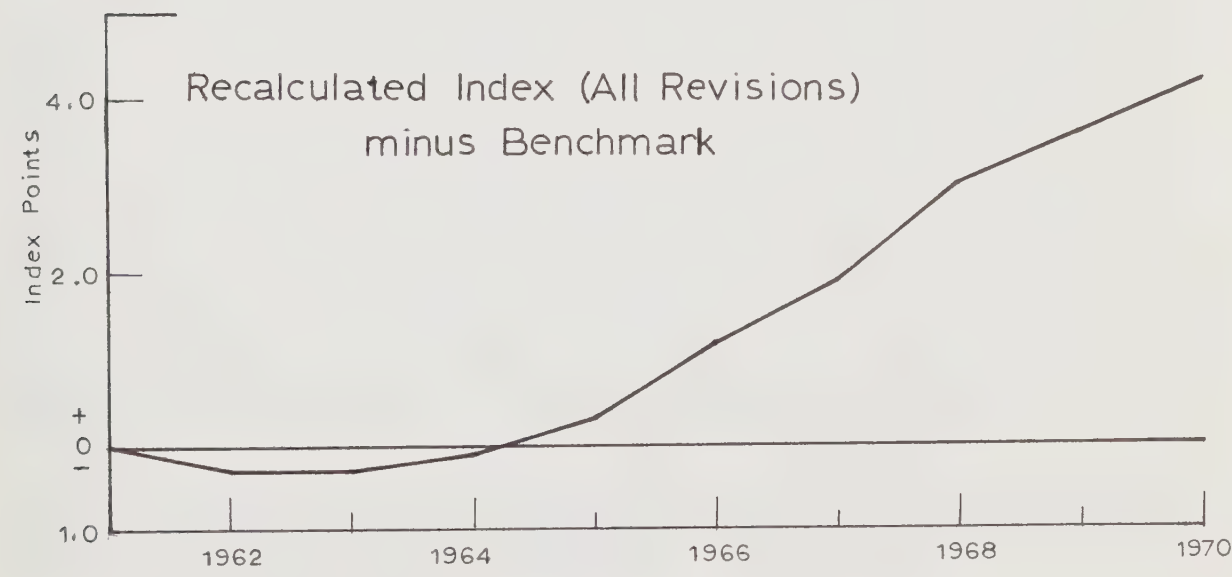
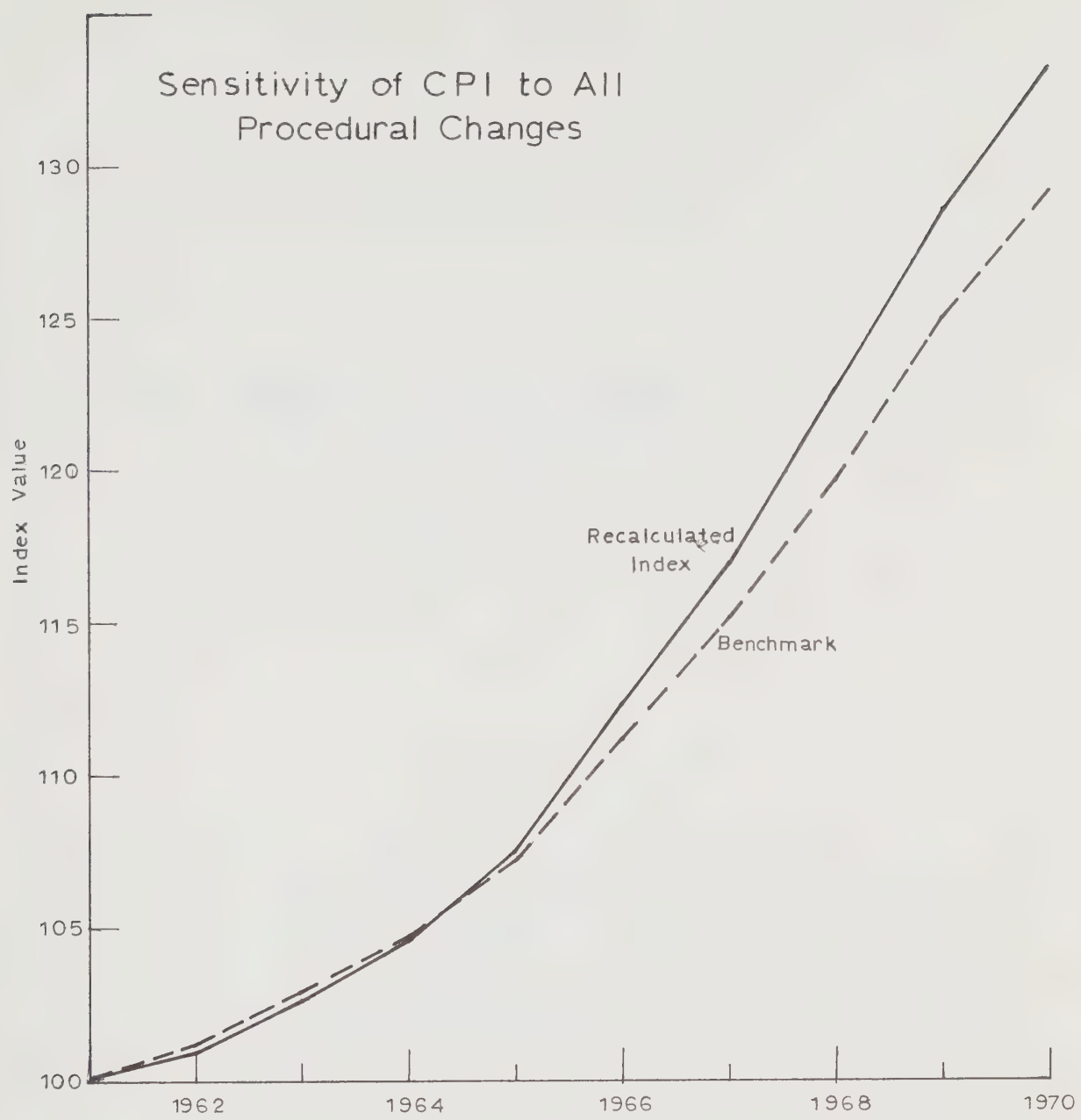


Figure 10(v)



chapter three

THE IMPLICIT PRICE INDEX OF GROSS NATIONAL EXPENDITURE

INTRODUCTION

The Implicit Price Index of the GNE and corresponding price indexes of the major components of the GNE are provided by the National Income and Expenditure Division of Statistics Canada as an adjunct to deriving "real" output from the national accounts. Seasonally adjusted estimates of current and constant value aggregates are published quarterly in *National Income and Expenditure Accounts* (DBS, 13-001) disaggregated by major expenditure category; implicit price indexes for each category are now being provided quarterly but they can also be calculated easily from current and constant dollar series. These data are available within two months of the end of the quarter to which they apply. However, subsequent revisions of the national accounts or deflators sometimes alter the first estimates of the Implicit Price Index. A major revision involving definitional and statistical characteristics of the national accounts of Canada was completed in 1969.¹ The Implicit Price Index associated with this revision has a 1961 time base. Much of the information for reviewing structure and composition of the national accounts and for evaluating the IPI will be available in a reference paper which was to have been published in 1969. The objective of this discussion is to review and analyse the major characteristics of the index as it relates to measurement of aggregate price change in the Canadian economy. All expenditure or Implicit Price Index data presented in this section refer to the revised accounts (published after 1969) unless otherwise indicated.

¹ For discussion of these revisions and their effects, see DBS *National Income and Accounts*, 1926-1968 (August 1969) and Dorothy Walters, *Canadian Growth Revisited, 1950-1967*; Staff Study No. 28, Economic Council of Canada, (1970), pp. 53-57.

It is characteristic of index number construction that to achieve exact partitioning of an expenditure aggregate into its price and quantity components requires that one of the components be estimated directly and the other component be derived from the expenditure aggregate and estimated component. That is, the price component may be estimated directly and the quantity component derived by “deflating” the value aggregate with the price component or, alternatively, the price component is derived by quantity deflation.² Estimates of “real” output from the national accounts are obtained by the first method. Base-weighted price indexes are employed to deflate current expenditure to a “constant” value series or measure of the value of current output at base-year prices. Changes over time in the constant series so derived provide an index of real output. Implicit price indexes are derived as the ratio of current dollar to constant dollar expenditures obtained from these operations. This process is frequently misunderstood and it may be useful to review it in more detail.

The first step is to disaggregate Gross National Expenditure at current market prices into a set of current expenditure categories. Expenditure categories are further disaggregated into item or groups-of-items categories.³ Algebraically, if there are K expenditure categories Y_k , current expenditure on the k^{th} category is:

$$Y_{tk} = \sum_i p_{ti} q_{ti} \quad i = 1, \dots, N.$$

and Gross National Expenditure is:

$$GNE_t = \sum_k Y_{tk} \quad k = 1, \dots, K.$$

Subsequent discussion will indicate how the value of the IPI is affected if errors are made in determining values of current expenditure.

Each component is then deflated by a base-weighted price index chosen to represent price variation in that category in order to produce a measure of category expenditure at constant prices. The base-weighted price index for the i^{th} component can be represented as:

$$I_{ti} = \frac{\sum_j p_{tj} q_{0j}}{\sum_j p_{0j} q_{0j}} \quad = 1, \dots, J. \quad J \leq N$$

and the constant dollar value of the k^{th} category is:

$$V_{tk} = \sum_i \frac{p_{ti} q_{ti}}{I_{ti}}$$

The deflators which are employed are generally price indexes which are compiled by other divisions within Statistics Canada although a few are computed for or adapted to the deflation process.

² Karl A. Fox, *Intermediate Economic Statistics*. John Wiley and Sons, Inc.: New York, London, Sydney, (1968), p. 140.

³ For example, over 130 separate components are defined for Personal Expenditure on Goods and Services.

Table IX illustrates that the Consumer Price Index or components of it are by far the most important deflators. Since virtually all price indexes are derived from samples of prices, it is assumed in deflation that all prices included in the value aggregates move in the same direction and magnitude as the index used in deflation. Similarly when deflators constructed from input price indexes are employed, it is assumed that the final product price movements are represented by movements in the cost indexes. Obviously another of the potential sources of error in the Implicit Price Index is error which exists in price indexes used in deflation.

The next step in deriving the overall Implicit Price Index is to determine the sum of all deflated expenditure categories as an estimate of the GNE at constant prices, i.e., the aggregate value of current expenditure at base period prices. Algebraically this corresponds to:

$$V_t = \sum_k V_{tk}$$

Finally, the ratio of the value of GNE at current prices to its value at constant prices provides the Implicit Price Index of Gross National Expenditure, i.e.,

$$IPI_t = \frac{GNE_t}{V_t} = \frac{\sum_k \sum_i p_{ti} q_{ti}}{\sum_k V_{tk}}$$

Similarly, implicit price indexes for individual expenditure categories can be calculated as the ratio of current to constant value series for the category, i.e.,

$$IPI_{tk} = \frac{\sum_i p_{ti} q_{ti}}{V_{tk}}$$

The indexes obtained in this way are current weighted, Paasche-type indexes of price change where the weighting patterns are determined by the relative importance of item groups or expenditure categories in final expenditure.

The IPI is a measure of price change for all final expenditures on goods and services produced in the domestic economy in the accounting period. Final demand is defined to include expenditures for goods and services by or on behalf of the personal sector, government current expenditure on goods and services including capital defence expenditures, government and business gross fixed capital formation, exports and value of inventory change.⁴ Value of imports is subtracted from total expenditure in order to determine expenditure on domestically produced goods and services; changes in import tariffs and domestic value added-to-imports are reflected in the GNE and the IPI indirectly in the components where final expenditure occurs. Scope of the Implicit Price Index of Gross National Expenditure is therefore very broad, in fact this characteristic of the index lends a good deal of support to arguments in favor of its use as an indicator of price inflation. There are, however, several substantial drawbacks in using it for this purpose.

⁴ These categories are defined in reasonable detail in DBS, National Income and Expenditure Accounts, *op. cit.*, pp. 5-13.

Inventory valuation changes create conceptual and accounting problems in measuring the GNE. Moreover while additions to inventory represent domestic production and a changed form of resources used up, they do not represent commodity disappearance into final demand. Therefore, when using the IPI as a measure of aggregate price change in final demand, it should be calculated net of inventory valuation change. This proposal corresponds to a recommendation by the Council of Economic Advisers that GNP less inventories (in current dollars) is a more accurate measure of final money demand than simply GNP⁵. Clearly from the previous derivation of the IPI, this modification of the index represents merely a simple arithmetic operation on the current and constant value aggregates of the GNE.

As an index using current weights, the IPI measures value of expenditure in a given year as a proportion of that level of expenditure in base year prices (1961 in the revised National Accounts). Year-to-year comparisons of index values which do not contain the base year will register any variation in total product and product mix as well as price variation. This characteristic is illustrated by defining adjacent, (non-base price) period IPIs:

$$IPI_{t-1} = \frac{\sum p_{t-1} q_{t-1}}{\sum p_o q_{t-1}}, IPI_t = \frac{\sum p_t q_t}{\sum p_o q_t}$$

This characteristic represents a limitation on use of the index for measuring price change over time when weighting patterns are changing. An effort is made later to examine the effects of changing expenditure patterns on interperiod index variation.

It has been argued that a base-weighted index is expected to produce positive bias in measuring price change. Similarly a current-weighted index is expected to produce some downward bias. Goods and services whose prices rise least rapidly (or decline most) over time, should acquire relatively larger current weights, and those whose prices rise most rapidly (or decline least) would be expected to have relatively smaller current weights. As a result price decreases tend to be overemphasized and price increases are underemphasized in a currently weighted series; both effects produce a measure of price change which is less than that associated with a base-weighted index.⁶

As the ratio of current and constant estimates of Gross National Expenditure, the index is subject to errors in national accounting procedures and errors in price deflators. The next section discusses some of the problems in deflation and it is beyond the scope of this study to investigate or evaluate procedures followed in deriving estimates of the Gross National Expenditure at current prices. But the major impact of errors in determining the GNE will be in the relative weights acquired by each category of expenditure. An error which results in overstatement or understatement of an expenditure category will overstate or understate

⁵ U.S. Congress, *The Federal Budget, Inflation, and Full Employment*. Report of the Subcommittee on Fiscal Policy of the Joint Economic Committee, Nov. 1969, p. 2.

⁶ These arguments are, of course, premised on the usual economic demand arguments of negative price-quantity relationships. If, on the other hand, goods and services are increasing (or decreasing) in both price and volume, the reverse will be true. Obviously, therefore, a production index using base or current weights should produce opposite results, that is to say, greater production change would be measured by an index with current weights than one with base weights.

the significance of price movements in that category and thereby affect accuracy of the overall index. Derivation of the index requires that errors in estimating current expenditure aggregates will be reflected in it irrespective of the quality of deflators. In view of the varied uses made of the national accounts and the relevance of the Implicit Price Index to monitoring aggregate price change, a comprehensive and independent review of national accounting procedures and practices would be desirable.

Finally, use of this index is related to revisions which are made on it. Revisions fall into two general categories—those that are made within a year of the preliminary quarter estimates resulting from revised estimates of the GNE, and those that result from substantive methodological or procedural changes in the national accounts, deflators, or other calculations. The 1969 revision is an example of the latter where both accounting definitions and procedures and some deflators were changed. In addition during 1970 the method of obtaining the seasonally adjusted IPI was modified but it is now being returned to the earlier method. Because the first-published, preliminary estimates may quickly be revised, changing both the level and direction of change of the index, undue significance should not be attached to movements in the first version. These revisions are less likely to be important when the index is used for longer-run analytical purposes where less emphasis is placed on the most recent change or on quarter-to-quarter movements.

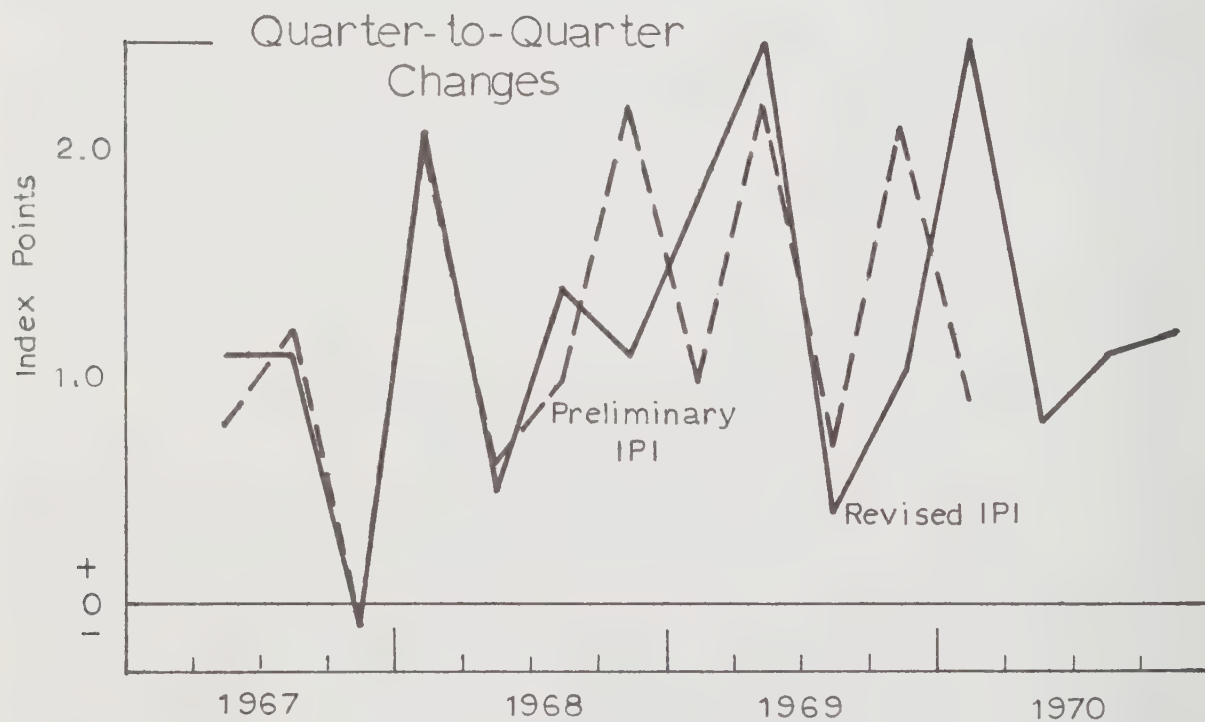
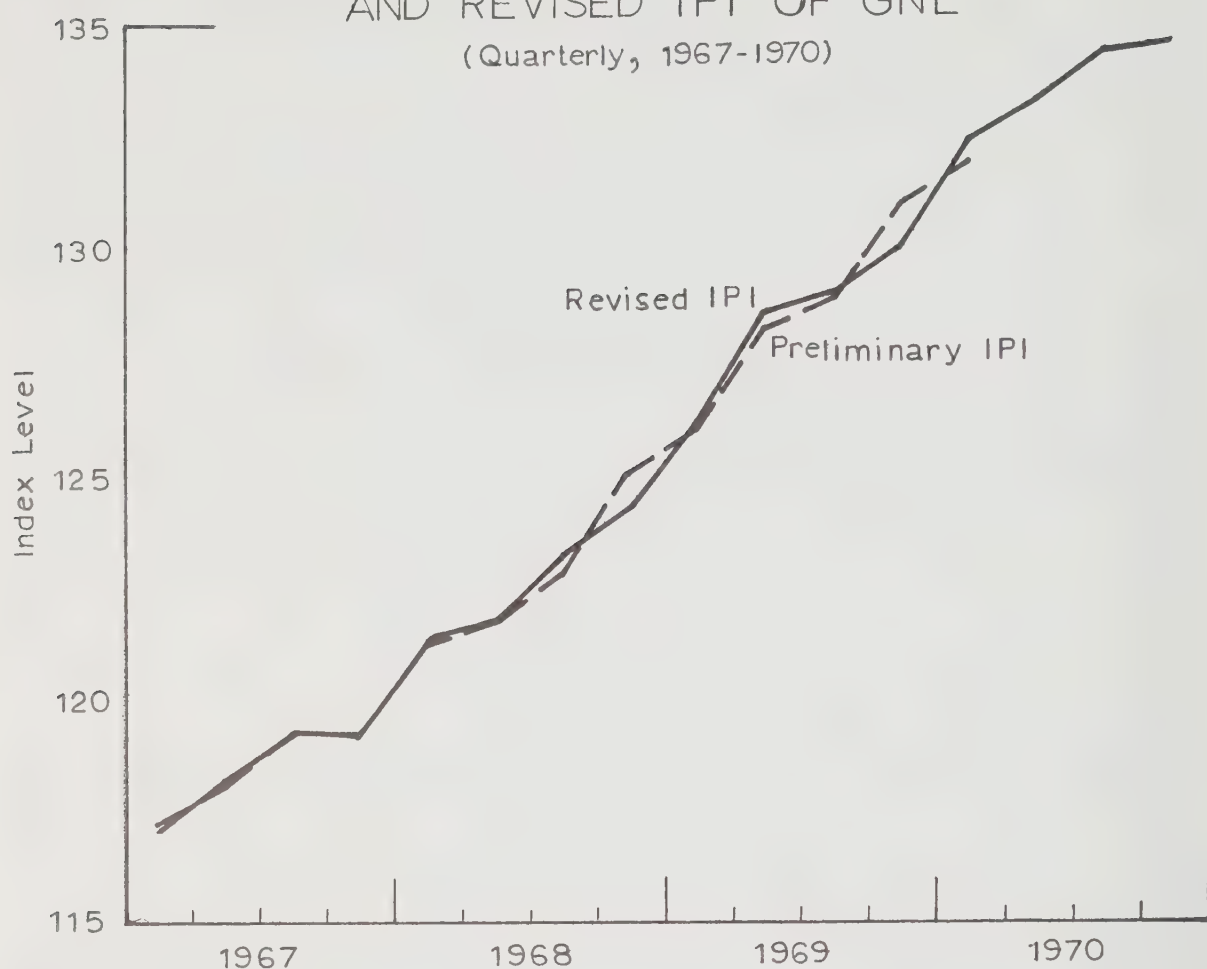
As an indication of the extent to which revisions in the IPI can affect interpretation of quarter-to-quarter movements, preliminary and revised index values and quarter-to-quarter changes are summarized in Figure 11 for the period 1967 to 1970. Data were taken from the First and Fourth Quarter *National Income and Expenditure Accounts* (13-001). Revisions are mainly in the estimates of the GNE. Differences in index levels in the top diagram do not appear to be important but when interpreted as quarter-to-quarter change they become significant. The discrepancies are largest in the most recent quarters since the most recent data would generally have the largest revisions. Of the 12 quarterly changes common to both series, four are within 0.2 index points of one another, five differ by at least 0.4 index points, and three differ by more than 1.0 index points. Most significantly for very short-run analysis, four directions-of-change are different. On the assumption that the revised series is a more accurate measure of price change, it is obvious that preliminary estimates of the IPI must be interpreted with great care and suitability of this index to monitoring price variation on a current basis is materially reduced.

An alternative aggregate economy index which avoids some of the above problems is computed by Statistics Canada but is so far unpublished as a series. The index is the base-weighted (Laspeyres-type) index of prices in national expenditure obtained from aggregating all price movements by relative importance in national expenditure in the base year. The present index of this form uses 1966 weights on a 1961 time base. Quarter-to-quarter changes in the index were published in *National Income and Expenditure Accounts*, First Quarter 1969 (DBS 13-001). This type of index, in contrast to the Paasche Implicit Index, can be directly compared with other available measures of price change in the

Figure 11

COMPARISON OF PRELIMINARY AND REVISED IPI OF GNE ^{a/}

(Quarterly, 1967-1970)



^a The Preliminary IPI was published in DBS 13-001, National Income and Expenditure Accounts, First Quarter 1970 and the Revised IPI in DBS 13-001, Fourth Quarter 1970.

economy because it avoids the problem of measuring variations in weighting patterns. Also, this form of the index likely would not require frequent revision. Unpublished data on the base-weighted index of gross national expenditure will be compared with the current weighted IPI as an imperfect, but only feasible, measure of the order of magnitude of downward bias in the published IPI.⁷

DEFLATING GROSS NATIONAL EXPENDITURE

This section presents in summary form the major indexes employed in deflating GNE. The purpose in presenting this information is to indicate the relative importance of the deflators in deriving overall and component implicit price indexes, and to provide a basis for quantifying sources of bias in the Implicit Price Index. Bias in the IPI resulting from deflation is a function of two variables—the degree of bias in deflators and the relative importance of biased deflators in the entire deflation process. We begin by indicating the relative importance of the major expenditure categories and some of their components in the following table.

TABLE VIII
Distribution of GNE (in Current Dollars) 1961 and 1969

Expenditure Category	1961		1969
	percentage		
Personal Exp. on Goods and Services	64.3		59.3
Durables.....	7.9	7.5	7.5
Semi-Durables.....	7.4		6.4
Non-Durables.....	25.1		22.9
Services.....	23.9		22.5
Government Current Exp.....	16.3		17.5
Gross Fixed Capital Formulation...	21.3		21.7
Government.....	4.3		3.8
Residential.....	—	—	
Non-Residential.....	3.8	3.4	
Machinery and Equip...	0.5	0.4	
Business.....	17.0		17.9
Residential.....	4.5	4.9	
Non-Residential.....	6.5	6.0	
Machinery and Equip.....	6.0	7.0	
Inventory Adjustment.....	0.3		1.3
Exports.....	19.6		23.5
Imports.....	−21.7		−24.6
Error.....			1.3
	100.0		100.0
Value of GNE (million \$).....	39,080		78,537

SOURCE: Calculated from Table B, *National Income and Expenditure Accounts, 1926–1968*, and data supplied by National Accounts and Expenditure Division, Statistics Canada.

⁷ A detailed discussion of theory and methodology of a base-weighted price index of Gross National Expenditure is available in B. J. Emery and T. K. Rymes, “Price indexes in a Social Accounting Framework.” *CPSA Conference on Statistics 1962 and 1963*, pp. 153–188. This is the only known published reference to this index.

The actual weight of any price index in deflation in the base year (1961) for the revised national accounts depends on the explicit weight of the index in item deflation and the relative weight derived from relative importance of the item in total expenditure. Base-year weights for each price index in deflation can be determined as the cross product of its explicit and relative weights.⁸ For example, if in 1961 an item had a weight of five per cent in a category that accounted for one per cent of total expenditure, the effective weight of the item index would be 0.05 per cent. In non-base years it is more difficult to separate out individual deflators and assign relative importances. The relative importance of the major classes of deflators for the base year, 1961, is summarized in Table IX. The information is for classes of indexes only and does not mean that the index itself has as large a weight as indicated.

These data indicate that indexes of consumer prices as measured by the overall Consumer Price Index or its components are by far the most important deflators. In terms of base year (1961) weights, indexes of consumer prices were used in deflating 55 per cent of GNE, most of which derived from the deflation of personal expenditure on goods and services. The next most important deflators are the earnings indexes (20.9 per cent) with roughly half the weight coming from indexes of government employee compensation in Government Current Expenditure. Industry Selling Prices Indexes and the Wholesale Price Index account for 16.5 per cent of deflation in terms of base year weights with ISPI dominating in the gross fixed capital formation category. The remaining three classifications are relatively unimportant; implicit price indexes account for 9.1 per cent, agricultural price indexes account for 3.3 per cent, and other price indexes including export and import indexes account for -4.9 per cent, implying that import prices were relatively more important in 1961.

In comparison, the U.S. Implicit Price Index was composed of the following distribution of indexes in terms of 1958 weights: CPI, 45.6 per cent; other prices, 13.5 per cent; earning indexes, including those for government employee compensation, 12.5 per cent; wholesale prices, 12.3 per cent; implicit prices, 9.3 per cent; and agricultural prices, 6.8 per cent.⁹ The differences in the relative importance of deflators in the IPI between Canada and the U.S. are not likely attributable to the difference in time bases but represent differences in structure of the economies and in price indexing. Even if the basic price indexes moved identically, the different weights would result in different measured price variation. This is one example of the difficulties encountered in attempting to make direct comparisons of international price movements from available price statistics.

⁸ U.S. Congress, *Inflation and the Price Indexes*. Material submitted to the Subcommittee on Economic Statistics of the Joint Economic Committee, Congress of the United States. July 1966, p. 93.

⁹ Ibid, p. 93.

TABLE IX

Relative Importance of Classes of Price Indexes in Deflation, 1961
(excluding inventories and error)

Expenditure Category	Value in Current Dollars (billions)	Implicit Price Deflator	Relative Importance Within Expenditure Category in terms of base year weights				
			CPI	ISPI/WPI	Agricultural Prices	Other Prices	Implicit Prices ^a Earnings Indexes ^b
				percentage			
Personal consumption expenditures.....	25.1	100.0	79.4	—	0.5	2.8	8.3
Goods.....	15.8	100.0	92.5	—	0.8	—	4.9
Services.....	9.3	100.0	57.4	—	—	7.5	13.9
Government current expenditures on goods and services.....	6.4	100.0	14.6	5.4	—	8.7	7.7
Gross Fixed Capital Formation.....	8.3	100.0	1.5	51.0	4.0	16.8	7.4
Government.....	1.7	100.0	—	39.9	—	37.8	5.1
Residential construction.....	—	100.0	—	51.9	—	—	17.7
Non-residential construction.....	1.5	100.0	—	32.2	—	42.7	5.7
Machinery and equipment.....	0.2	100.0	—	100.0	—	—	—
Business.....	6.6	100.0	1.9	53.8	5.0	11.5	8.0
Residential construction.....	1.8	100.0	—	51.9	—	—	17.7
Non-residential construction.....	2.5	100.0	—	51.3	—	9.9	8.4
Machinery and equipment.....	2.3	100.0	5.6	58.0	14.4	22.0	—
Exports of goods and services.....	7.7	100.0	6.7	24.4	9.4	31.5	17.8
of which: merchandise.....	5.9	100.0	—	31.7	12.1	38.2	18.0
Imports of goods and services ^c	-8.5	-100.0	—	—	—	-82.1	-12.1
of which: merchandise.....	-5.7	-100.0	—	—	—	-100.0	—
Gross national expenditure (ex. inventories and error).....	39.0	100.0	55.1	16.5	3.3	-4.9	9.1
							20.9

SOURCE: Table supplied by National Income and Expenditure Division, Statistics Canada.

^a Implicit Price Indexes are derived from non-price sources such as the cost-imputation method used in Construction.

^b Includes implicit earnings indexes computed for Government compensation.

^c The import component, and its implicit price, is deducted from the gross national expenditure aggregate.

AN EVALUATION OF THE IMPLICIT PRICE INDEX

The IPI is calculated from masses of market and estimated data, and deflated by a large number of available or specially constructed indexes. One consequence of this combination of factors is that the index is compiled quarterly only and published (in preliminary form) with a time lag of almost two months. For many policy purposes, an important economic indicator which is available as infrequently as quarterly, and with an average lag of one quarter, may be considered inadequate.¹⁰ Undoubtedly a major reason for the Consumer Price Index gaining its widespread application in monitoring economic conditions is that it is available much more readily and is not subject to revision. But in spite of this appeal, the CPI refers only to commercial transactions in goods and services used by households and, as related earlier, it is claimed by its compilers to be representative of price movements for only target-group households. The CPI does not monitor price variation which affects government expenditures or expenditures on capital formation. These exclusions might be expected to be significant because together they accounted for close to 40 per cent of the GNE in 1969. In addition the CPI reflects only the results on consumer prices of import price variation, it provides no direct information on prices of exported domestic production and it is not officially adjusted for the effect of seasonal factors. The broad scope of the seasonally adjusted¹¹ IPI overcomes these deficiencies of the CPI but it remains to be determined if there are important sources of bias in the IPI.

First, in order to illustrate the importance of the theoretical downward bias associated with the Paasche-type index, we compare it and the unpublished Laspeyres-type index. This is not a fully satisfactory comparison since it implies that the "true" price change lies somewhere between the bounds. This will not be true if the relative importance of components with most rapidly rising prices are increasing. However, it is the only means at our disposal to illustrate the index-form effect and, as well, provides the only feasible method of indicating the validity of comparisons between the published IPI and other published price indexes such as the Consumer Price Index which are base weighted.

Quarterly movements of the two indexes (excluding inventory change) for the period beginning with the first quarter 1960 are illustrated in Figure 12.

¹⁰ Emery and Rymes, *op. cit.*, p. 154, stated that a base-weighted price index could be constructed monthly and produced about as currently as the Consumer Price Index. The present status of the base-weighted index is quarterly and unpublished. In view of the difficulties associated with the IPI, some of which could be overcome by a base-weighted index, refinement and publication of the latter should be encouraged and resources should be made available to Statistics Canada to produce it on a monthly basis.

¹¹ The indirect method of computing the index is also reflected in the "seasonally adjusted" IPI. The adjusted IPI is obtained, not by seasonally adjusting the derived IPI, but by computing the ratio of seasonally adjusted current and constant dollar expenditure aggregates. This procedure is inconsistent with usual methodology of seasonally adjusting price indexes but it is unclear what effect this would have on measured price variation. Unless it can be shown that the indirect method of seasonally adjusting IPI provides the same, or a better, index than IPI directly adjusted, it would seem desirable to maintain consistency in the adjustment procedure and use direct seasonal adjustment on the IPI.

CURRENT AND BASE WEIGHTED INDEXES OF AGGREGATE PRICE CHANGE

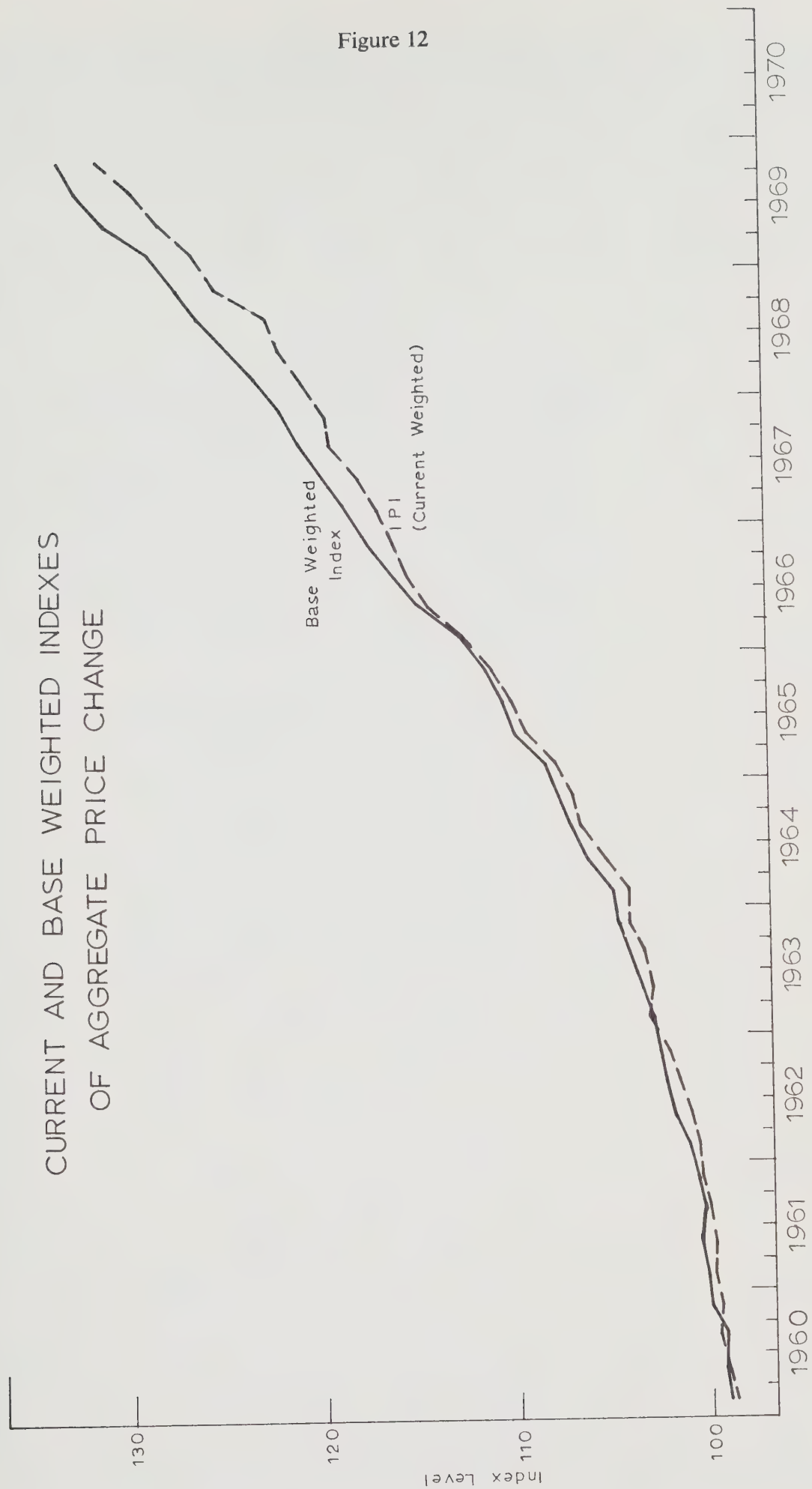


Figure 12

SOURCES: Data provided by Statistics Canada.

Data refer to the unrevised national accounts for both indexes. Over the entire period the Laspeyres formulation shows a greater rate of price change, and most of the difference occurs during the period in which price inflation was considered most serious, i.e., 1965 to 1969. If the first quarter of 1965 is taken as a reference point, the Laspeyres index increases at an average annual rate of 4.7 per cent while the Paasche-type increases at a rate of 4.3 per cent.¹²

These results are consistent with the expected relationship between base and current weighted indexes. If it is assumed that for the prices, weights and definitions used, the "true" rate of price change is bounded by the two index formulations, the data suggest that the published IPI has a small downward formula bias (*less than* 0.4 per cent annually) for the period 1960 to 1969. Moreover, it appears that the changing expenditure patterns associated with current-weighted form does not materially affect measured price change or use of the index. However, much more detailed analysis needs to be conducted to support this conclusion fully. For example, since 1961 government current expenditure has increased as a proportion of the GNE at the same time that it revealed the highest rate of price increase. A positive correlation between price and weight implies the reverse Laspeyres-Paasche relationship. Clearly, a component-by-component analysis of this relationship would be useful but the data required for such an analysis were not available to this study.

The second major area to be reviewed is the possible sources of error in the IPI resulting from errors in deflators. Clearly, the method of deriving IPI ensures that errors in deflators will be reflected in corresponding errors in the deflated series. A price deflator characterized by upward bias (as a result of its Laspeyres index formula, inadequate treatment of quality, failure to reflect resource productivity increases, or whatever the source) will produce a measure of real output which has downward bias, and a measure of price change with upward bias. Conversely, deflators which have downward bias will overstate real output change and understate price change. Available evidence indicates that the net effect of deflation is to impart some upward bias in the Implicit Price Index.

The following discussion is not a complete treatment of the problem. Discussion of the Consumer Price Index adequately illustrated that determination of the magnitude of bias, and indeed in some cases the direction of bias, is an extremely complex task. Moreover only three of the six major expenditure components of GNE are analysed, and even these are not fully analysed. Even though the three components account for about 95 per cent of the GNE, it would be desirable to carefully review each of the remaining three components. Therefore, what is accomplished is only partial analysis but it serves to indicate the order of magnitude of deflation bias, to indicate probable trouble spots in the IPI, and, importantly, the major sources of deflation bias in the index.

By similar analysis, the Economic Council of Canada identified and quantified deflation bias in three areas—construction, government current expenditure, and personal expenditure on goods and services.¹³ The Economic Council

¹² Movement and level of the two forms of indexes over the period 1954 to 1960 were almost identical.

¹³ Economic Council of Canada, *Third Annual Review*, "Prices, Productivity and Employment." November, 1966, pp. 84–87.

concluded that for the categories it analysed, the IPI overstated price change by 0.5 per cent per year but they did not include in this figure any bias due to the single most important deflator, the Consumer Price Index. In view of the earlier discussion this appears to be an important omission. Indeed, depending on what is assumed for the CPI, it could easily be the major source of deflation bias. In addition, since the Council made its study, the national accounts have been revised and some deflators have been modified. Therefore, we re-analyse the personal, government current, and capital formation sectors for possible sources of bias.

Personal Expenditure on Goods and Services

The personal sector of the GNE is by far the largest sector but its relative importance has declined in the last decade. It represented 64.3 per cent and 59.3 per cent of the GNE in 1961 and 1969 respectively, (Table VIII). The Consumer Price Index, or components of it, are used to deflate a large proportion of current personal expenditures. According to Table IX, CPI deflators in 1961 had a relative importance of 79.4 per cent in terms of base-year weights in the entire personal sector, 92.5 per cent in goods, and 57.4 per cent in services. Combining the relative importance of the CPI deflators in the personal sector with the relative importance of the sector in GNE, the CPI deflators represented 55.1 per cent by weight in deflation of the GNE in 1961. Data are not available for more recent years but assuming the relative importance within the personal sector has remained constant, the relative importance of the CPI in deflating GNE will have declined about eight per cent (four points) because of the relative decrease of the personal sector. Table X summarizes the distribution of personal expenditure by group and by a supplementary classification.

The primary object of deflation is to obtain a measure of "real" output measured in physical terms and not intangible or utility characteristics. This places one constraint on the kind of consumer price index employed. In addition, an index is required which accurately reflects changes in prices paid by consumers rather than an index of prices charged in a fixed pattern of retail outlets. As a result, the traditional arguments on treatment of quality in indexing and the distinction between a retail-price index and index of consumer-prices-paid are crucial to suitability of the CPI to deflation. It has been argued that some positive bias exists from both sources. Another possible source of error (sampling error) relates to the target group restriction on the CPI. Obviously since the personal sector covers all categories of households, a CPI is required which is representative of the entire population and it should be unrestricted by income, family size or urbanization characteristics. No adjustment is made to the CPI to compensate for its limited applicability. It is impossible to predict the overall consequences of using the target group CPI; in some individual categories, the deflator will probably be biased upward and in others it will be biased downward. This point, however, reiterates the need for removing the target group restriction from the CPI and for establishing a prices-paid index of consumer prices.

The services component of the IPI (37.4 per cent of personal expenditure in 1969) includes an undetermined but significant proportion of medical, legal,

repair and personal services which present difficult indexing problems. Due to difficulties in productivity and quality adjustments there is likely to be some upward bias in the available or derived deflation series. Also, the services component of personal expenditure includes expenditures by noncommercial organizations to which the Economic Council attributed a positive bias. However, while there are these sources of positive bias, they are not all of that direction. Expenditures on owned and rented living accommodations (13.8 per cent of personal expenditure in 1968) are deflated by a slightly modified version of the CPI rent index. Any downward bias in this index will understate price change in these expenditure categories.

TABLE X
Distribution of Current Dollar Personal Expenditure on Goods and Services
in GNE 1961 and 1968

Expenditure Group	1961	1968
	percentage	
Food, Beverages and Tobacco.....	26.0	22.9
Clothing, Footwear and Accessories.....	9.1	7.9
Gross Rent, Fuel and Power.....	18.1	17.9
Furniture, Furnishings and Household Equipment and Operation.....	7.8	7.2
Medical Care and Health Services.....	4.1	4.2
Transportation and Communication.....	13.2	13.8
Recreation, Entertainment, Education and Cultural Services.....	5.6	6.7
Miscellaneous Goods and Services.....	16.2	19.3
	100.1	99.9
Value of Personal Expenditure (million \$).....	\$25,120	\$42,360
<i>Supplementary Classification</i>		
	percentage	
Durables.....	12.3	13.0
Semi-durables	11.5	10.8
Non-durables	39.0	38.8
Services.....	37.2	37.4
	100.0	100.0

SOURCE: Calculated from Table 53, forthcoming reference paper on National Accounts.

If it is assumed that the Consumer Price Index components used in deflation contribute a net upward bias approaching one per cent annually and that other services, including those indicated by the Economic Council, are also overstated by the same amount, the measure of price change in the personal sector would also be overstated by about one per cent annually. At present

levels of personal expenditure in the GNE this would represent a bias of 0.5 to 0.6 per cent in the Implicit Price Index. Probably more realistically, if it is assumed that the combined net bias contributed by the CPI is 0.5 per cent, this would still represent bias of 0.6 per cent in the personal sector and 0.3 to 0.35 per cent in the IPI. Clearly, deflation bias in the Implicit Price Index is sensitive to, and heavily influenced by, any bias in the Consumer Price Index.

Government Current Expenditure on Goods and Services

The relative importance of Government Current Expenditure has increased slightly in the last decade—from 16.3 per cent of the GNE in 1961 to 17.5 per cent in 1969. Table XI summarizes the relative importance of the major components of government expenditure. Wages and salaries of federal, provincial and local governments, military pay and allowances, and salaries paid under government-sponsored health programs account for close to 70 per cent of Government Current Expenditure. Also, this component of the IPI has grown more rapidly than any other component and has increased at a rate twice that of the Overall Index.¹⁴

TABLE XI

Distribution of Major Components of Current Dollar Government Current Expenditure on Goods and Services in GNE, 1961 and 1968

Expenditure Group	1961	1968
 percentage	
Federal Wages and Salaries.....	14.1	12.5
Provincial and Local Wages and Salaries.....	29.9	38.2
Military Pay and Allowances.....	9.6	7.1
Hospital Wages, Salaries and Supplementary Labor Income.....	7.6	10.5
Other Goods and Services ^a	38.8	31.7
	100.0	100.0
Value of Government Current Expenditure (million \$)....	6,380	12,078

SOURCE: Table 49, forthcoming reference paper on National Accounts.

^a Includes capital outlays for defence expenditure and current hospital expenditures.

Partitioning value aggregates of government expenditure into output and price components is particularly difficult because of the generally non-market characteristics of goods and services purchased or produced for governments. Deflation of expenditures on non-salary items is done primarily with available price indexes, frequently unsuited to the job because they are not fully comparable to the goods and services in expenditure. Much of the defence expendi-

¹⁴ The Implicit Price Index for Current Government Expenditure stood at 163.6 for 1970 while the overall IPI was 133.6. DBS, *National Income and Expenditure Accounts* (13-001), First Quarter 1971.

ture item is deflated by series calculated from indexes of materials and wage rates. Specially constructed indexes are used for the remaining 70 per cent of the category (61.2 per cent in 1961) representing wages and salaries. This accounts for the 63.6 per cent relative importance of earnings indexes in the government sector in Table IX.

In the absence of acceptable measures of employment output in the government sector, numbers of employees are used as the measure of output. Constant dollar estimates are approximated by the product of number of government employees on payroll and average base-year earnings per employee. No adjustment is made in calculating constant dollar series for changes in employee productivity or for changes in grade structures and classifications over time (indirectly also a failure to adjust for productivity). Therefore in deriving an Implicit Price Index for, or including, government wages and salaries from such a constant dollar series, it is the increase in average employee compensation for the index period that is actually measured. If productivity increases realized in other sectors of the economy have also been realized in the government sector, indexing output from number of employees will result in an underestimate of output, and average compensation will overstate real cost of a standardized unit of output. It is useful to attempt to establish the magnitude of error resulting from this deficiency in deflation.

The Economic Council attributed a one per cent annual upward bias in the government sector and a 0.2 per cent bias in the Overall Index due to failure to reflect productivity change. A recent study in the U.S. concluded the error was serious enough that "... changes in the IPI must be interpreted with great care. The IPI excluding government employee compensation probably is a better measure of the general magnitude of price change than is the IPI for the entire economy."¹⁵ In the absence of direct measures of productivity change, the degree of bias can be approximated by imputing productivity from similar employment in other sectors of the economy. Three alternative employment classifications from available productivity data¹⁶ are considered:

- (a) Commercial non-agricultural, non-manufacturing—includes forestry, fishing and trapping, mines and oil wells, construction, electric power and distribution.
- (b) Commercial non-agricultural—includes all trades in (a), and manufacturing. (This category was used in Economic Council estimates).
- (c) Commercial non-agricultural services—includes transportation and communication, other utilities, trade, finance, insurance and real estate, offices of physicians, dentists, etc.

The following table summarizes changes in estimated annual productivity (per employed person) for each classification.

¹⁵ U.S. Congress, *Inflation and the Price Indexes*, *op. cit.* p. 52.

¹⁶ Dominion Bureau of Statistics, *Aggregate Productivity Trends, 1946-1968*, (14-201, 1968). Accuracy of the productivity data should also be examined when it is used in this manner. This was not done and it is assumed that each is a reasonable approximation of productivity improvement in each category of employment.

TABLE XII

Estimated Productivity Increase, Selected Categories of Employees
(Average Annual Change in Output per Employed Person)

	Commercial Non-agricultural Non-manufacturing	Commercial Non-agricultural	Commercial Service Producing
	percentage		
1961-68.....	1.7	2.3	0.9
1965-68.....	2.0	2.0	1.1

SOURCE: DBS, *Aggregate Productivity Trends, 1946-1968* (14-201, 1968.)

The commercial non-agricultural service producing category appears to be closest to government in type of employment and services produced while the category used by the Economic Council is unrelated to much of government activity. If the 1961-68 average figure for the service producing group is used, it would reduce the annual rate of productivity bias to roughly half that suggested by the Council, even at the increased weight of wages and salaries in Government Current Expenditure, reducing it to roughly 0.6 per cent in the government sector and 0.1 per cent in IPI. If the increase in productivity attributed to the commercial service producing category from 1965 to 1968 was also realized for government employees, it is clear that the bias increased, and due to the increasing importance of employee compensation in the sector, overall bias has also increased. However, the effect of this small productivity increase does not significantly affect the stated magnitudes.

Without additional information on bias in other deflators it is, of course, impossible to state with any precision the total bias in the component. But assuming it is no larger than that due to productivity change, the entire government current component would be biased upward in the order of one per cent due to deflation, implying less than 0.2 per cent in the entire index. Certainly bias of this magnitude is not insignificant and needs to be recognized in using the index. However, it does not appear important enough to adopt the Joint Economic Committee recommendation of deleting the component from the IPI in order to obtain a reasonable measure of aggregate change. Indeed, to exclude it is to neglect a major source of price increase and to produce an index of aggregate price change which would be almost certainly biased downward.¹⁷ If the values imputed to deflation bias here are accurate, the present level of the index on Government Current Expenditure would still be roughly 150 in 1970, and the Overall Index would be reduced by only two points. While

¹⁷ The Joint Economic Committee recommendation for deleting a supposedly strongly biased component is another example of attempting to remove measurement error by deletion rather than substitution, removing true (and significant) price variations at the same time.

deflation of the government sector introduces limitations on accuracy of measurement of price change, it does not appear to be an overriding limitation.¹⁸

Gross Fixed Capital Formation

The relative importance of categories of Gross Fixed Capital Formation are summarized in Table XII; this sector accounted for slightly more than one-fifth of the GNE in each year. Providing deflators for components of this sector, particularly construction components, is complicated by the heterogeneity of units purchased over time and the non-price nature of many construction projects. Earlier, we indicated that even relatively homogeneous, high volume, single and multiple residential dwellings create serious problems to indexing. As a result deflators are generally obtained from input-cost indexes, usually consisting of material and labor costs. Until recently, deflators were not adjusted for increases in resource productivity and they have been criticized as overstating price change.¹⁹ Another potential source of variable bias is failure to account for variations in profit rates in response to overall supply and demand conditions in construction.

TABLE XIII

Distribution of Current Dollar Gross Fixed Capital Formation in GNE, 1961 and 1968

Expenditure Group	1961	1968
	percentage	
Residential Construction.....	21.6	19.1
Business.....	21.5	19.0
Government.....	0.1	0.1
Non-Residential Construction.....	48.2	44.8
Business.....	30.4	27.9
Government.....	17.8	16.9
Machinery and Equipment.....	30.2	36.1
Business.....	28.0	33.7
Government.....	2.2	2.4
	100.0	100.0
Value of Gross Fixed Capital Formation (million \$).....	8,317	13,165

Efforts have been made in the revised national accounts to account for both factors in residential and nonresidential construction expenditure. Productivity

¹⁸ The unpublished Laspeyres price index of expenditure for Government Current Expenditure took values lower than those for the current weighted index over much of the period 1954 to 1967. This result only indicated that prices and quantities were increasing over the period. The Laspeyres index therefore provides a more acceptable measure of price change although the differences were not large. This observation further indicates the need for refinement and publication of the base-weighted index.

¹⁹ c.f. Economic Council, Third Annual Review, *op. cit.*, p. 85; also U.S. Congress, Inflation and the Price Indexes, *op. cit.*, pp. 47-49.

adjustments (for increases in average output per construction worker) were made for the period since 1950 and profit margin adjustments were made for the period since 1957.²⁰ The effects of these adjustments on measured price change for construction are illustrated in Figures 13 and 14. Walters reported that the adjustments raised the 1950-67 annual growth rate of construction by one per cent and the GNE growth by 0.2 per cent.²¹

Again it is impossible to evaluate specifically procedures followed in adjusting for labor productivity improvement and profits in the revised construction indexes without additional information. A constant adjustment based upon average labor productivity over several years will overstate or understate realized productivity change in a given quarter or year if productivity increase does not occur uniformly. However, this is not likely to affect seriously the quality of the deflators. Possibly more important is the failure to adjust fully for increased productivity in non-labor inputs. In spite of these observations, the adjusted construction indexes, which affect over two-thirds of the capital formation component, are considered to be improvements over previous deflators and they remove the source of bias in this sector identified by the Economic Council. Deflation bias therefore is primarily dependent upon the quality of other indexes composing the implicit price deflators, mainly indexes of construction wage rates and the Industry Selling Prices Indexes for materials. In addition, indexes on electric and communications utilities, and highway construction are employed.²² No attempt is made here to evaluate these indexes.

The remaining three components of the Implicit Price Index—exports, imports and inventory change—have not been examined. Cumulatively they account for less than five per cent of the GNE although exports and imports individually represent large magnitudes of expenditure. Detailed examination of deflation in these two sectors would require an analysis of the import and export price indexes and of the Industry Selling Prices Indexes and Wholesale Price Index. It was not possible to conduct this analysis as part of this study.

Inventory changes in non-farm commodities are deflated primarily by means of the Wholesale Price Index. There are several weaknesses in this index which affect its validity.²³ Constant dollar estimates of farm inventory change are obtained by applying base-year (1961) prices to changes in physical inventories. But, because inventory change does not represent final money demand for goods and services it seems appropriate to delete this component from the IPI if the index is used as a measure of over-all price change. This has been done in Figure 15 and a comparison is made with IPI including change in inventories. The general trend of the two series is almost identical but quarter-to-quarter variation in the index with inventory change is somewhat greater and a few instances occur where the direction-of-change is also different.

²⁰ DBS National Income and Expenditure Accounts, 1926-1968, *op. cit.*, p. 13. An outline in methodology followed in these adjustments is published in P. S. K. Murty, "Revised Price Indexes of Construction Expenditures for GNE Deflation", *Canadian Statistical Review*, Nov. 1970.

²¹ Dorothy Walters, *op. cit.*, p. 60.

²² Discussions of residential, nonresidential and engineering price indexes may be found in *Canadian Statistical Review*, January and July, 1970.

²³ The Economic Council identified these as its outdated weight base and duplication in measured price change. See Economic Council, Third Annual Review, *op. cit.*, p. 83.

Figure 13

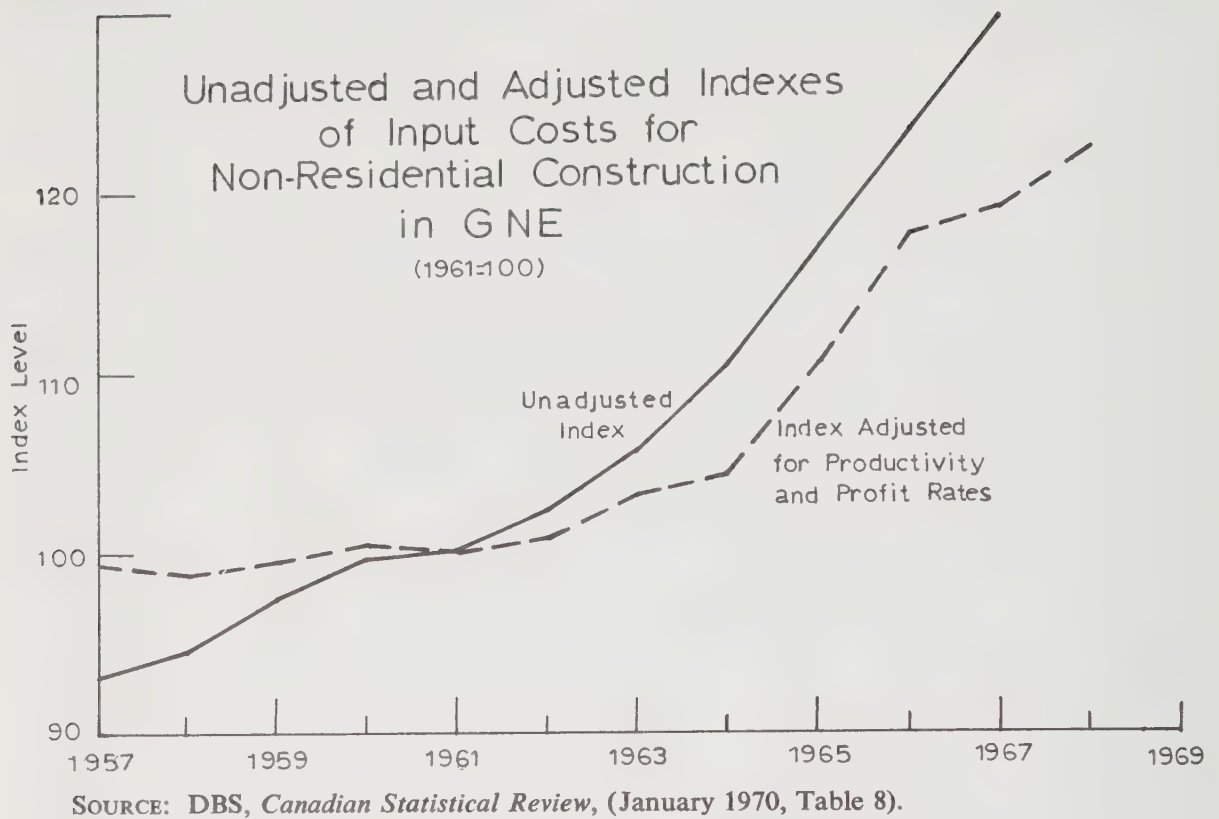


Figure 14

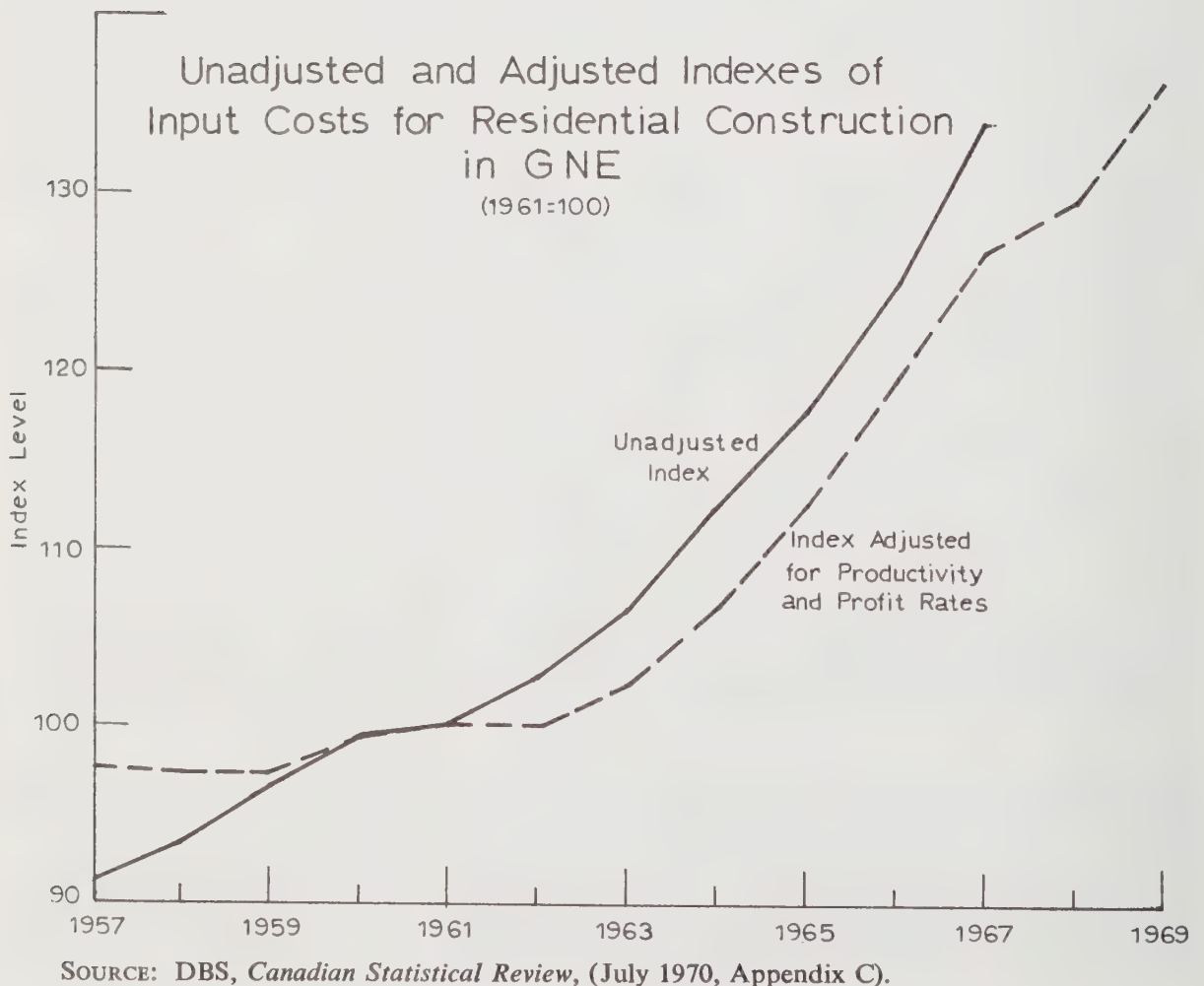
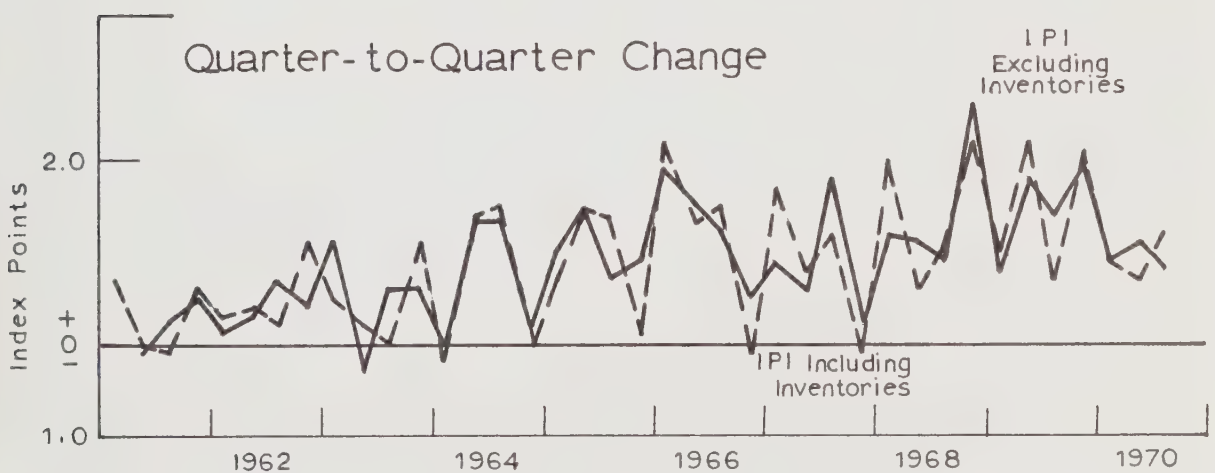
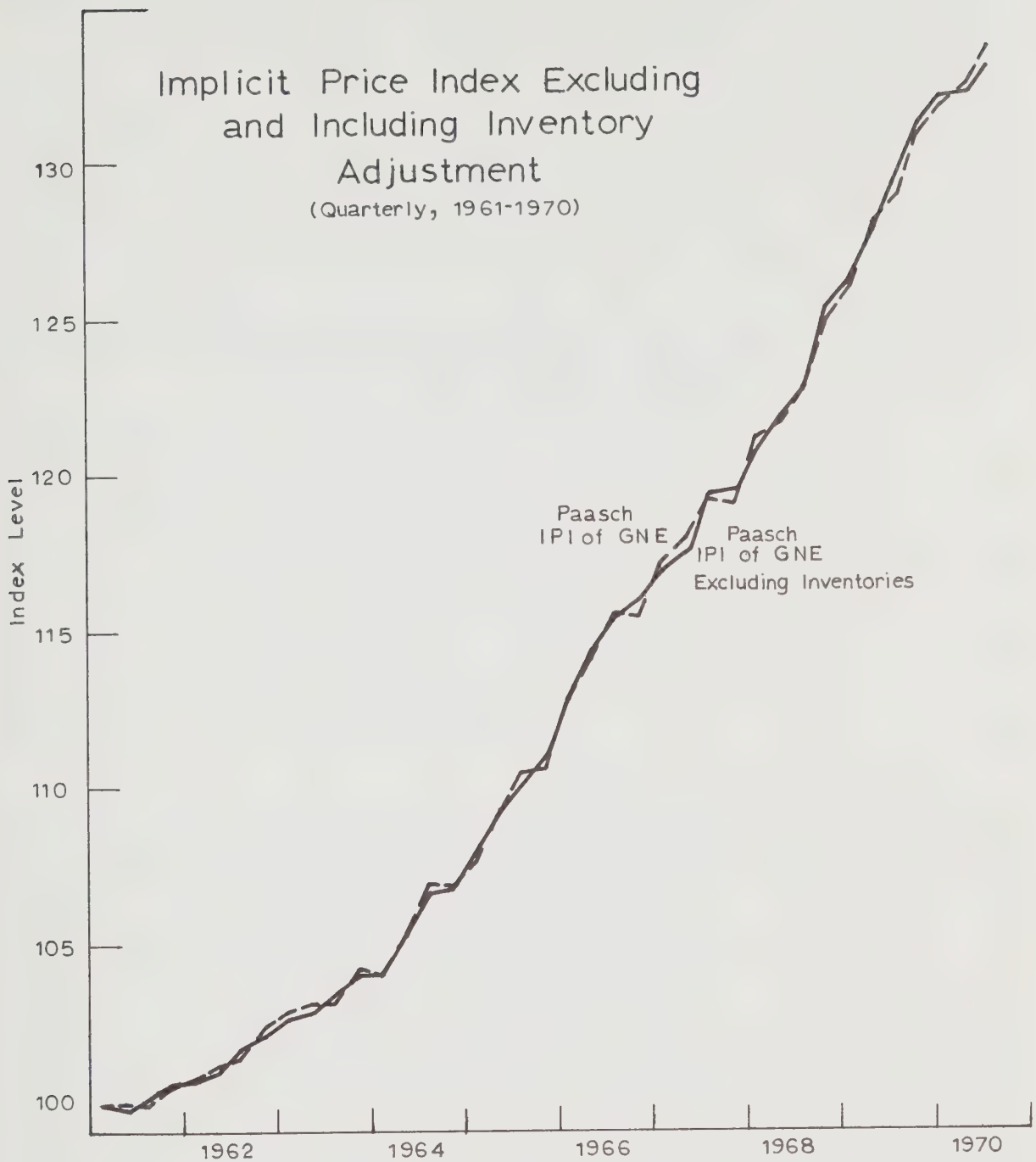


Figure 15



SOURCE: Seasonally unadjusted data provided by Statistics Canada.

This discussion has provided very crude and partial estimates of the magnitudes of deflation bias in the IPI. Depending on the assumed bias in its major deflator, the CPI, the personal sector would be biased upward at an average annual rate of about 0.5 or 0.6 per cent; this would represent a bias in the IPI of about 0.3 per cent depending on the relative importance of personal expenditure in the GNE. The government sector might contribute 0.2 per cent bias to IPI, but the contribution of capital formation, with the revised treatment of productivity and profit rates, should be negligible. Therefore, our crude estimate of deflation bias would be in the order of 0.5 per cent annually. Without more detailed and specific information on bias in the CPI and other deflators it is impossible to be more specific than this. But importantly, deflation bias in the IPI will be highly sensitive to bias in the CPI.

An aspect of the IPI which does not appear to have been considered in previous studies is errors which may be introduced through calculating current value of Gross National Expenditure; any deviation from actual values will also be reflected in errors in the IPI regardless of the quality of deflators. The 1969 revision of the national accounts slightly modified the measure of secular price increase and revisions of the preliminary estimates of national expenditure alter current estimates of quarterly price variation. More detailed analysis is required to determine the exact sources and nature of error in the IPI from accounting procedures but from evidence presented in this section, it would appear that this source of error is the most serious drawback in using the IPI for monitoring current price variation.

In summary, recent studies in the U.S. and Canada focus on the weaknesses of the Implicit Price Index of Gross National Expenditure that limit its usefulness in measurement of inflation. The major weakness that has been discussed is the deflators used in calculating constant dollar estimates of the GNE. However, our analysis indicates that one of the sources of bias (labor productivity in construction) has been reduced, productivity improvements in government employment is likely less of a problem than has been attributed to it, and one of the major sources of deflation bias is probably the other alternative measure of price change, the Consumer Price Index. It appears to have been overlooked that the index formula offsets at least some of the positive bias that the IPI acquires from other sources. Variation in the IPI resulting from revision of the national accounts also appears to have been overlooked, and this may be the most serious problem in using the IPI as a measure of price change, particularly for short-run or current analysis. On the other hand, it cannot be denied that the broad scope of the IPI, and its component breakdown, give it considerable appeal for measuring overall price change in the Canadian economy. Further analysis and refinement of the Implicit Price Index is needed, including publication of the base-weighted index and analysis of the impact of accounting procedures on the index.

chapter four

COMPARISON OF CONSUMER PRICE INDEX AND IMPLICIT PRICE INDEX

The Consumer Price Index is intended to measure price change of a basket of goods and services held equivalent in quantity and quality over time, purchased by middle-income, urban Canadian families. The basket consists of more than 250 items or groups of items purchased by families in commercial or retail outlets in urban centres. Aggregation of individual item price movements into a single index is accomplished by a set of expenditure weights obtained from periodic household expenditure surveys. The index is a Laspeyres-type (base-weighted) index applicable to a large proportion of goods and services purchased and consumed by families. However, it does not represent the totality of consumer expenditures; item coverage is determined primarily from those components of expenditure which are transacted commercially between households and retail vendors.

There are a number of limitations on using the index of general price variations. First, the sampling frame statistically restricts representativeness of the index to less than 25 per cent of Canadian population by number of households and to about 40 per cent of total income and consumption expenditure. Although the index is frequently used more broadly, its representativeness of non-target group households has not been verified. In addition, several important categories of consumer expenditure are not represented. For example, used durable goods are underweighted in the index and they are not priced, and land, credit (except mortgage interest), several forms of insurance, an increasing portion of health care, and expenditures from direct taxation are not covered by the index. These exclusions represent sizable expenditure components and raise some doubts

about representativeness of the CPI for price change in the entire consuming sector. Obviously its limited scope also precludes its use as a monitor of price change in other sectors of the economy which must also be considered in monitoring and understanding the process of inflation unless there are compelling economic reasons for consumer prices on average moving identically with all other prices in the economy. In a generally market-oriented economy this is not expected to occur and evidence presented later in this section indicates that it does not. Accommodation of several of these criticisms may be difficult but in revising the CPI it would be worthwhile to extend coverage wherever possible, particularly in removing the present target group restrictions.

Another limitation on the index is the concept of price which is employed, i.e., retail prices including applicable indirect and sales taxes in a basically fixed pattern of outlets. Indexing procedures are designed to remove price variation resulting from variations in shopping patterns, merchandising practices (such as discounting) and changes in volume sellers. The index is better described as an index of retail prices than an index of consumer-prices-paid although treatment of used durables, houses and mortgage interest is inconsistent with such a description. The index does reflect price movements in imported goods consumed by target households to the extent that these items appear in the budget and in retail outlets but a large component of Canadian produced goods, exports, are excluded by the concept of the Consumer Price Index. And it is not designed to reflect price movements in the other large and growing final demand sectors.

As a result of its scope and coverage, the Consumer Price Index must be used with care, if at all, in describing aggregate price change in the Canadian economy. As a measure of price change in the consumer sector, it has several inconsistencies and sources of error. There are both negative and positive sources of bias but the evidence suggests the net impact would be positive. Procedural and sampling error may reduce the usefulness of the CPI in detecting short-run price variation. The index is not subject to any revision and it is not officially seasonally adjusted. For some purposes, including measurement of inflation, seasonal variation should be removed. Finally, the CPI records all sources of actual price variation experienced by the items in the index as well as several sources of measurement error. If inflationary price increase is accepted as characteristic of a separate set of economic forces, the CPI is not directly applicable as an "index of inflation".

The Implicit Price Index of Gross National Expenditure provides the most comprehensive available index of price change for the Canadian economy. It is obtained as a byproduct of the calculation of "real" domestic output and is therefore an indirect approach to measuring price movements. The definition of Gross National Expenditure determines coverage of the Implicit Price Index. It measures price change on all domestic production of goods and services in the accounting period, including a small amount for expenditure of Canadians temporarily abroad and the domestic contribution (value-added, plus import tariffs) to products imported. Derived as the ratio of current dollar estimates of GNE to constant dollar value of GNE, the Implicit Price Index is a current

weighted, Paasche-type index of price change. Nonbase comparisons of the index cannot be considered to be pure-price change since they contain an element of quantity change which is dependent on the extent to which weighting patterns change in the interval. Calculated at market prices, ratios of current and constant expenditures conceptually provide a measure of change in prices paid for all goods and services produced domestically. Accuracy of the index depends on two important variables—quality of the estimates of Gross National Expenditure at current prices, and quality of the deflators used in computing constant dollar estimates of GNE. The index is officially seasonally adjusted but this is achieved by seasonally adjusting the individual components of the index rather than the index itself. Some question remains on the validity of this procedure. The index is revised quarterly as new estimates of GNE are obtained, and periodically by changing the definitions and methodology for computing GNE and by revising basic deflators. Deflation bias exists in the index but the review presented here suggests it is less important than others have suggested. The Consumer Price Index should not be neglected as a contributor to bias in the IPI because of the important role of the CPI and its components in deflation.

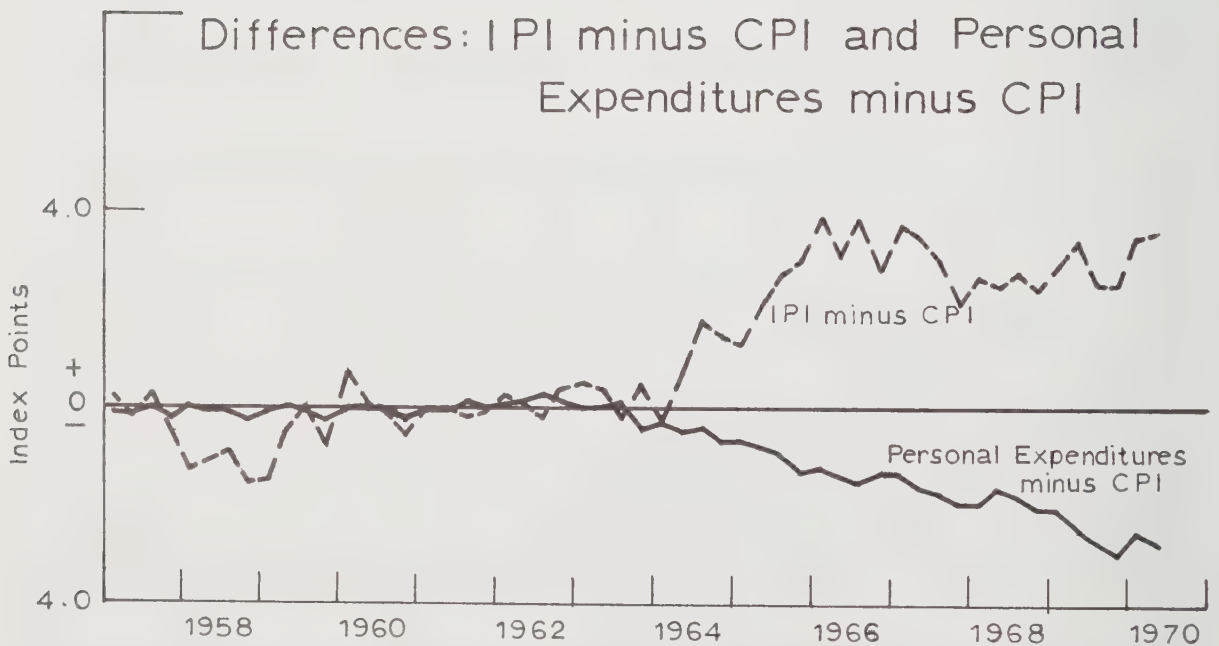
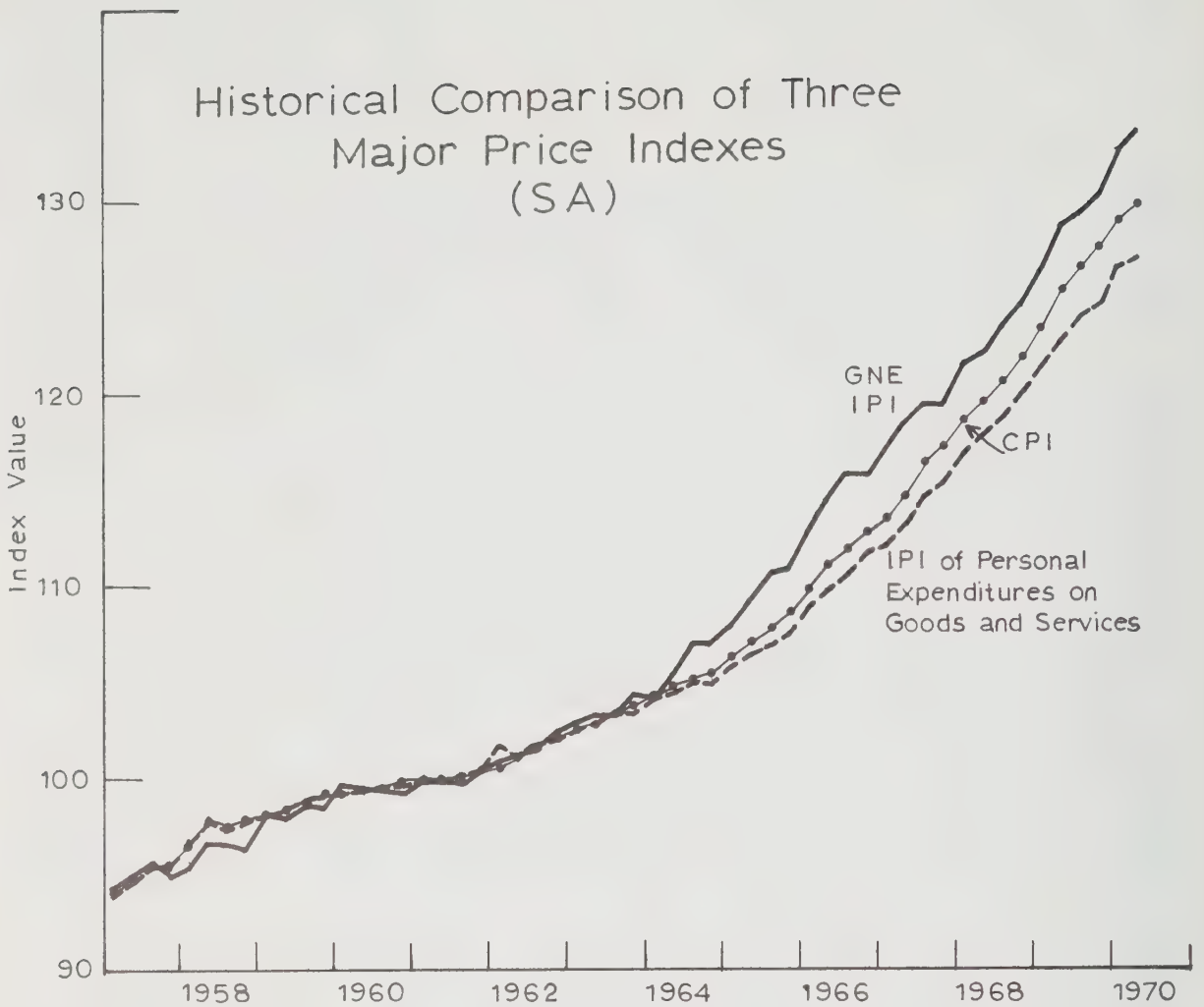
A final comparison of the CPI and the IPI is made by reviewing their actual movements in recent years. To do this, the period 1957-70 was selected because a continuous CPI series with a single weight base is available and because the period has been characterized by varying economic conditions: the beginning of this period marked the end of a brief expansion; 1958 and 1959 were recessionary; 1959 to 1964 were generally expansionist with relatively stable prices; and during 1964 to 1970 prices were subject to inflationary pressures. The data used in this analysis are all seasonally adjusted and the Implicit Price Indexes are taken from the revised National Accounts.¹ Quarterly values of the CPI were derived by averaging monthly values over the quarters. Three graphic comparisons are made between the CPI and each of the overall Implicit Price Index (excluding inventories) and the personal expenditure component of the IPI:

- (a) levels and general movements of the indexes, quarterly, and seasonally adjusted (Figure 16),
- (b) quarter-to-quarter changes on seasonally adjusted indexes (Figures 17 and 18), and
- (c) same-quarter-previous-year changes on seasonally adjusted indexes (Figures 19 and 20.)

The diagram accompanying each set of indexes is a simple transformation of the two series illustrating more clearly their relative movements or relative levels. It is simply the difference between the values for the IPI and the CPI where a positive difference indicates a higher level or greater movement in the IPI, and a negative difference indicates a lower level or less movement in the IPI.

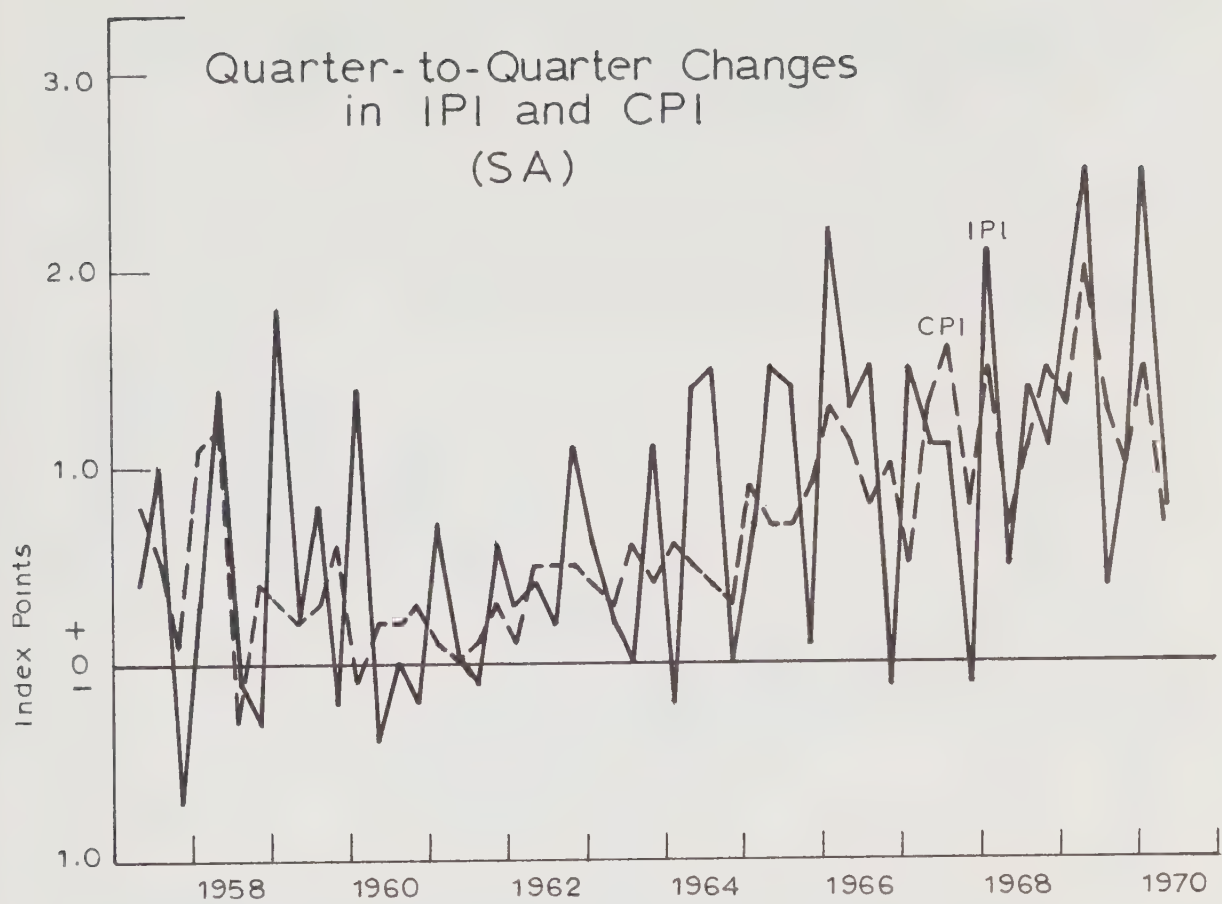
¹ The Implicit Price Indexes used in this discussion are to be revised again in October, 1971. The major revision will be in seasonal adjustment. Therefore, this analysis is itself preliminary and subject to change. It is doubtful however, that the general conclusions would change.

Figure 16

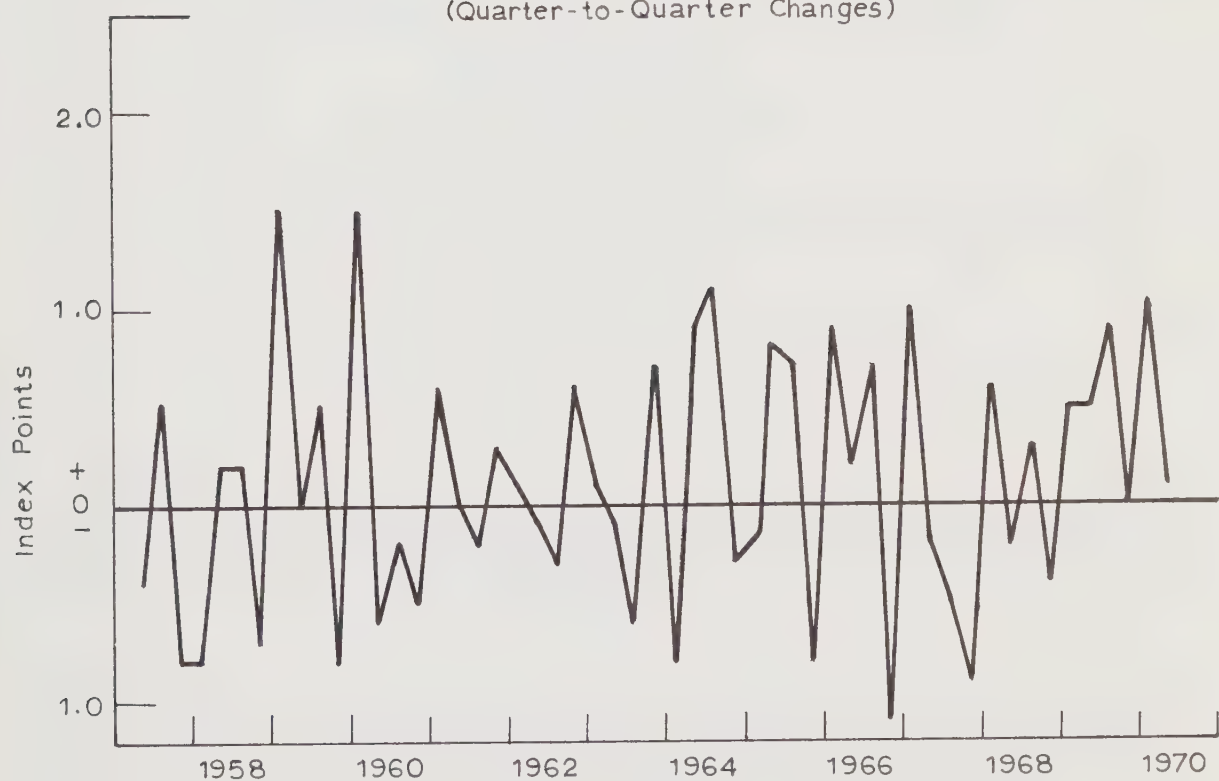


SOURCES: IPI data provided by Statistics Canada. Seasonally adjusted CPI from Bank of Canada data.

Figure 17



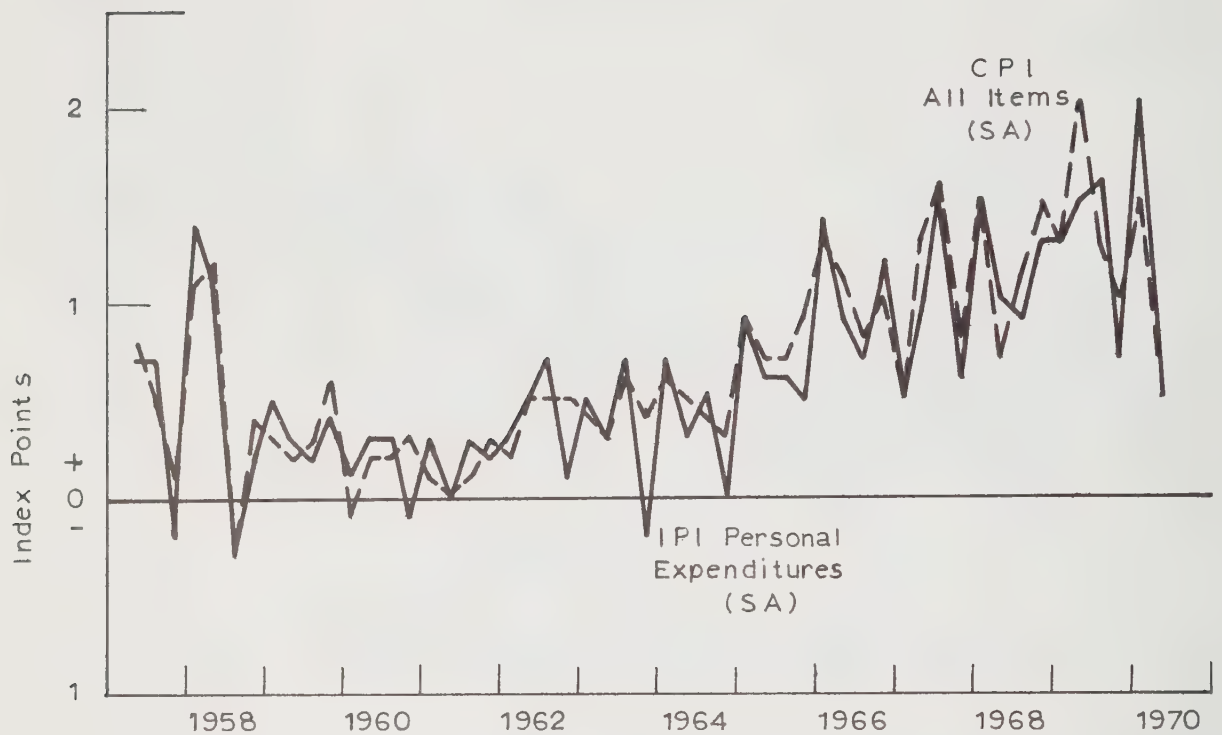
IPI minus CPI
(Quarter-to-Quarter Changes)



SOURCE: Calculated from data in Figure 16.

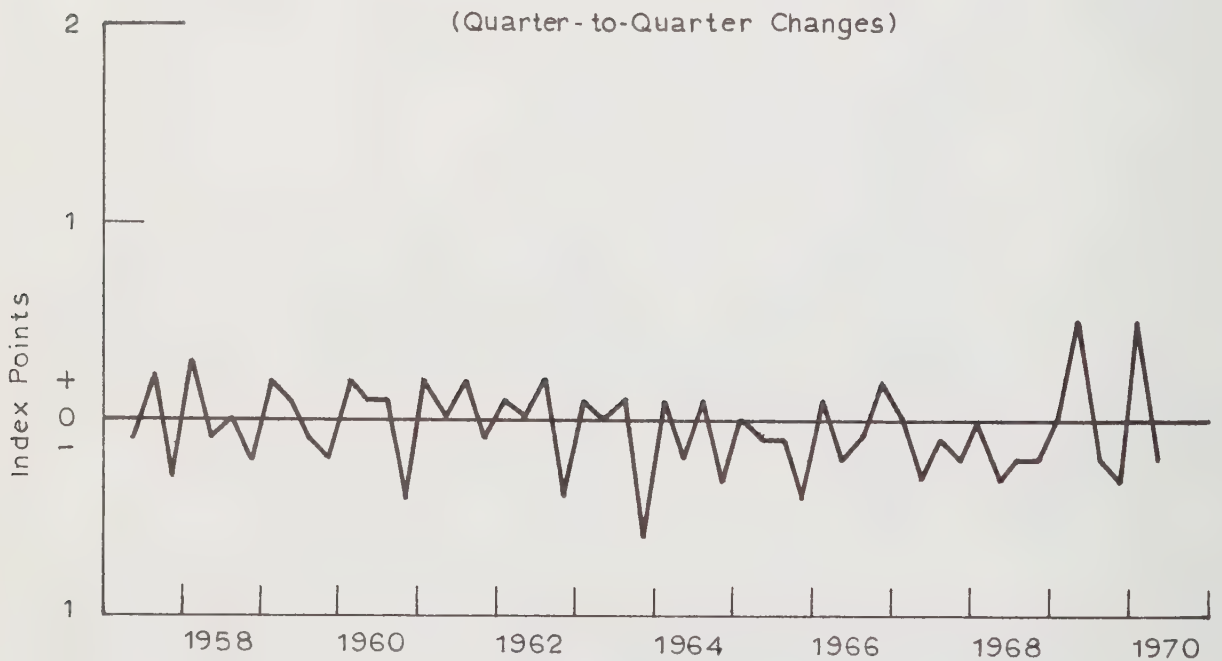
Figure 18

QUARTER-TO-QUARTER CHANGES IN IPI
FOR PERSONAL EXPENDITURES
AND CPI



IPI FOR PERSONAL EXPENDITURES
MINUS CPI

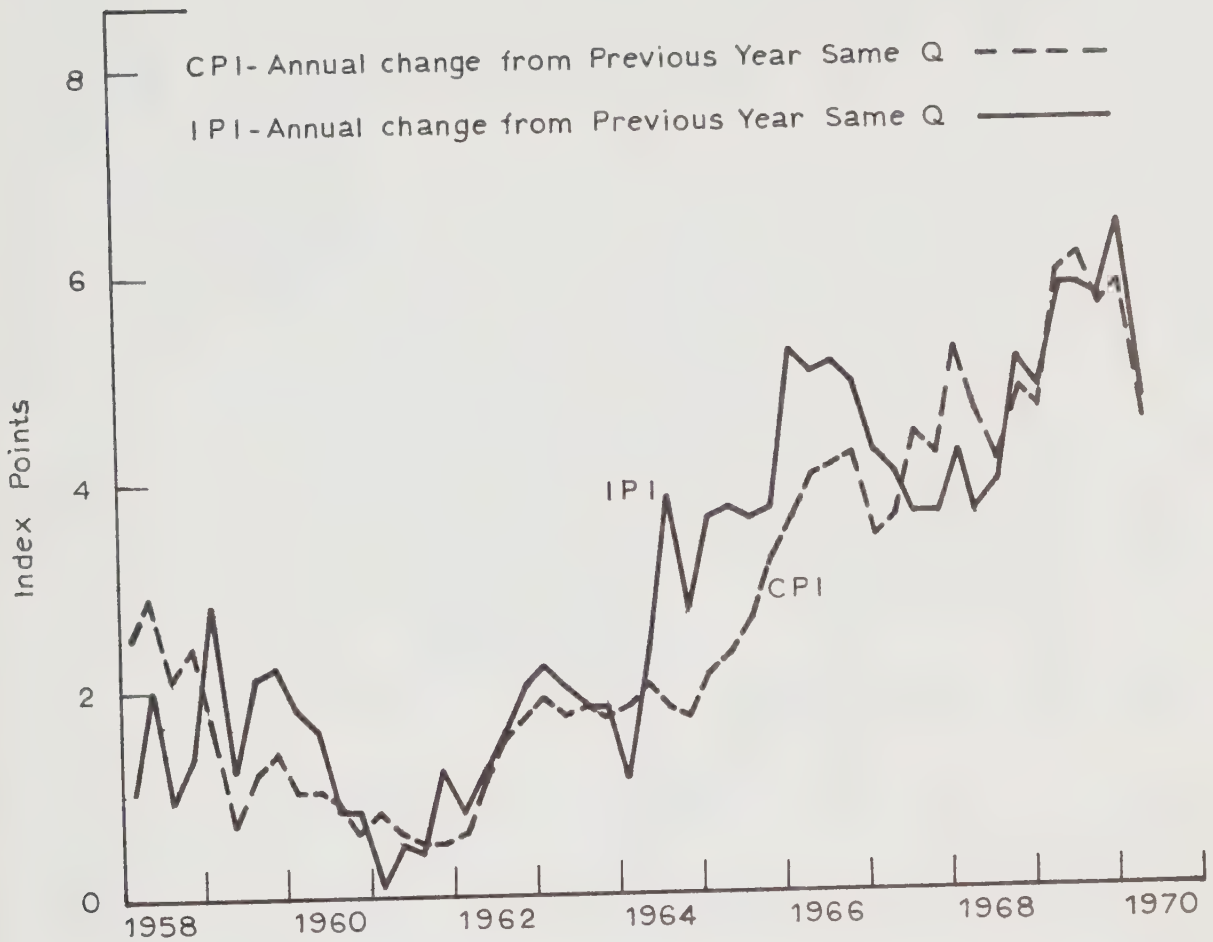
(Quarter-to-Quarter Changes)



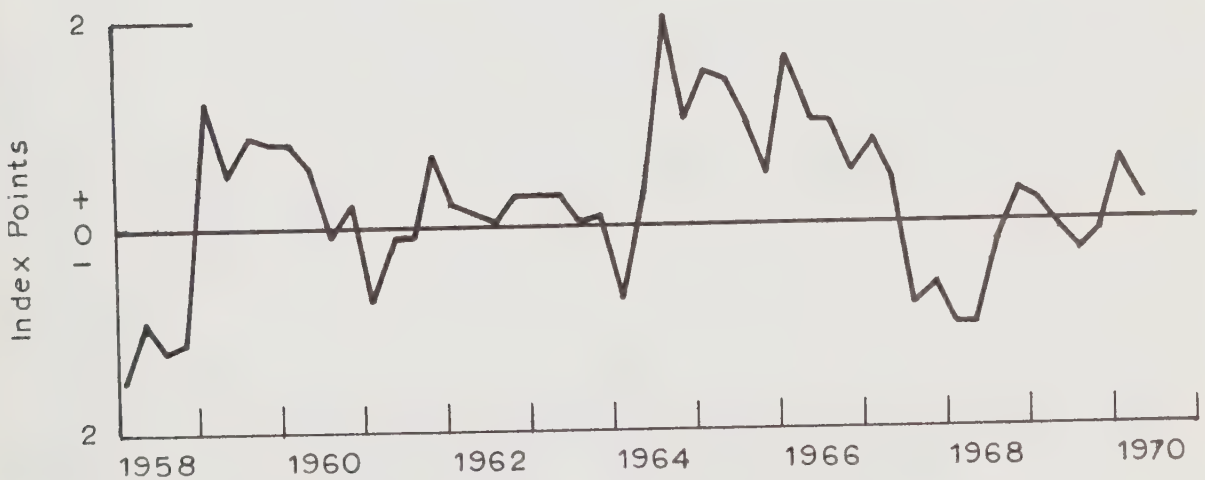
SOURCE: Calculated from data in Figure 16.

Figure 19

SAME-QUARTER-PREVIOUS YEAR CHANGES IPI AND CPI

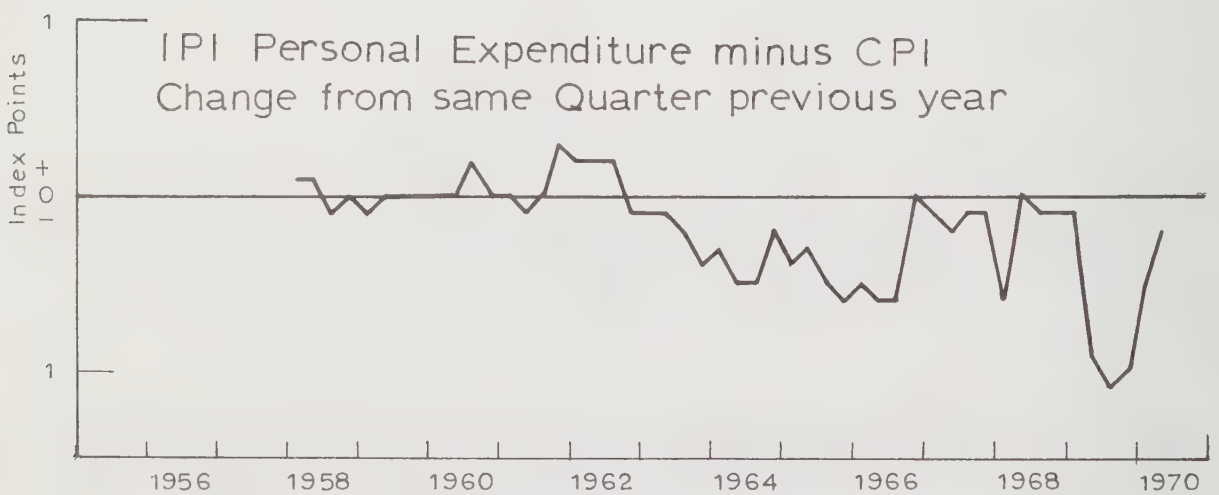
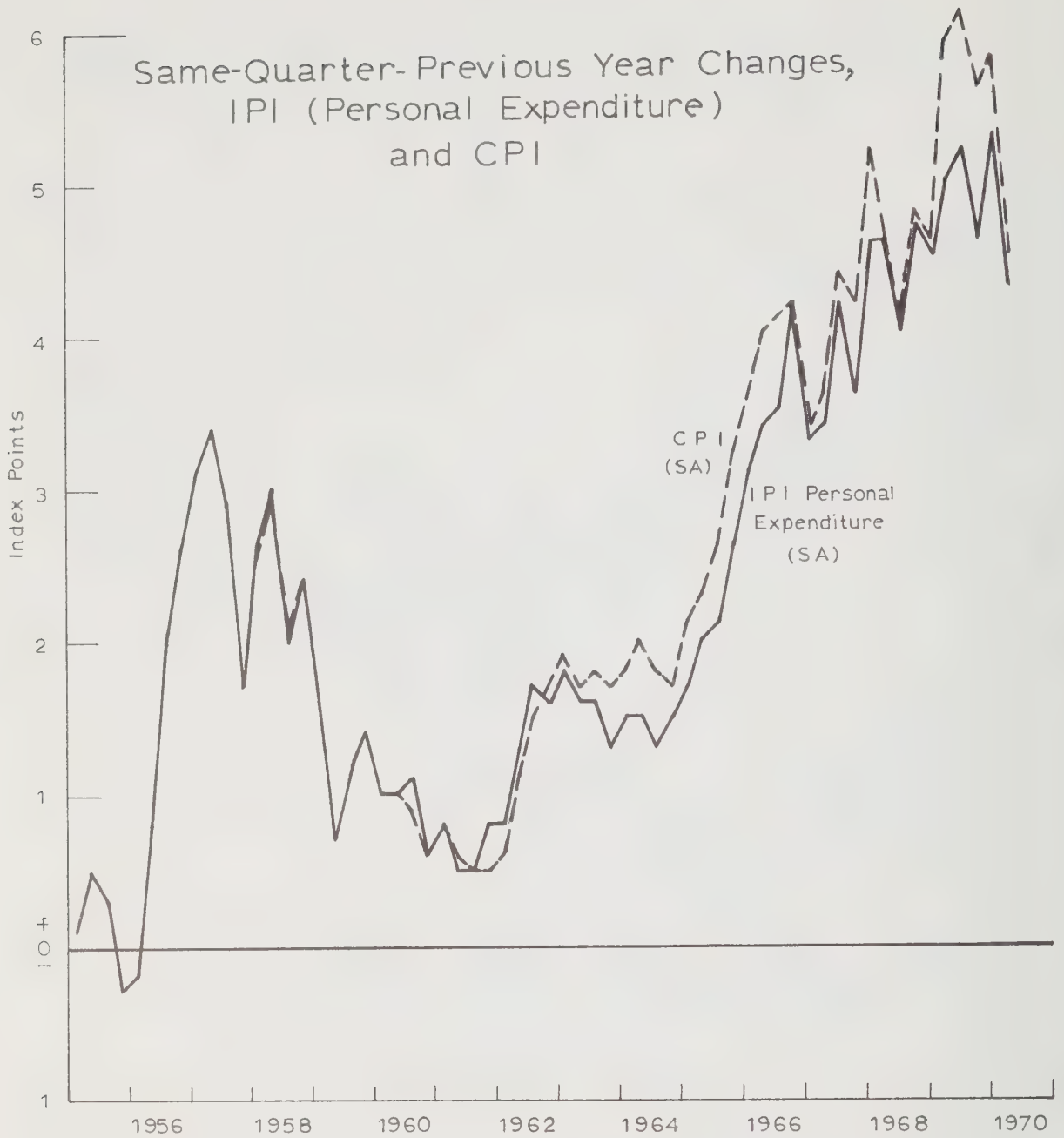


IPI minus CPI (Annual changes from previous year same quarter)



SOURCE: Calculated from data in Figure 16.

Figure 20



SOURCE: Calculated from data in Figure 16.

There is very definitely a difference in the degree of measured price change depending on the price index adopted. The overall Implicit Price Index measures greater short-run price variation and greater long-run increase over the period than either the CPI or the personal component of IPI. During 1958 and 1959, the IPI increased less rapidly than the CPI and during the relatively stable price period of 1959 to 1964 they measured the same amount of increase. From 1964 to 1966 the IPI increased much more rapidly but from 1966 to 1970 they have increased at approximately the same rate with the IPI averaging about three points above the CPI. For the 1964 to 1970 period the average rate of increase of the IPI exceeded that of the CPI by about 0.5 per cent but most of this difference occurred in the first two years. The quarter-to-quarter variability of the IPI is much greater than it is for the CPI but it appears to be distributed reasonably uniformly about a mean of zero (Figure 17). On the other hand, same-quarter-previous year movements are substantially different and appear to be affected by a nonrandom component (Figure 19).

During the 1957 to mid-1963 period, the CPI and the IPI personal component take almost identical levels and the same average rate of change although there is a very slight tendency for the IPI personal component to increase more rapidly from mid-1960 to mid-1962. After 1962, the CPI increased at a slightly greater rate. Quarter-to-quarter variation (Figure 18) in the CPI and the IPI personal series is very similar with most differences within 0.3 index points. Same-quarter-previous year movements were very similar until the CPI began diverging from the IPI in 1963.

One feature that stands out from this simple comparison of the CPI and the IPI is the greater rate of increase over the 1957 to 1970 period measured by the Implicit Price Index. Recalling that the formula bias operates to produce just the opposite result if the same price change were being measured, this suggests that aggregate price change exceeded that measured by the CPI. Moreover it is difficult to rationalize the relative price movements on the basis of greater bias in the IPI since this would produce series that diverged continuously instead of the pattern actually established. Therefore, it is concluded that the Consumer Price Index understated aggregate price change in the Canadian economy over the period 1957 to 1970.

This conclusion is further supported by the comparison of personal expenditure IPI and CPI. However, the CPI has risen slightly more rapidly than the IPI component as evidenced by the negative trend in the difference line accompanying Figure 20. But this pattern of relative movement, while opposite to that of total IPI and CPI, is consistent with the expected divergence of base-weighted and current-weighted indexes, i.e., the base-weighted CPI should indicate greater price change due to its positive formula bias. Certainly, the difference between the two series is small enough that either may be treated as the measure of price change in the personal sector. Judged by this overly-simplified criterion, the target group limitation and scope of the CPI do not appear to reduce usefulness of the CPI in measuring price change on a broader base of *consumer* expenditures.

chapter five

SUMMARY AND RECOMMENDATIONS

A variety of uses is made of available measures of price change in the Canadian economy. Correct application of the indexes requires a full understanding of what they purport to measure, what they actually measure, and how accurately the measurement is achieved. A prerequisite to understanding the indexes and to assessing their reliability is a full discussion of concepts and methodology used in their construction. The major responsibility for correct use of an index lies with the user but, unless comprehensive and up-to-date descriptions of the indexes are available, this responsibility cannot be fully exercised. One of the drawbacks in using the Consumer Price Index and the Implicit Price Index of Gross National Expenditure is a serious lack of official descriptive material on them.

The central focus of public policy in recent years has been inflation. Correspondingly there has been heavy dependence on the price indexes as “indexes of inflation.” Unfortunately there exists no fully adequate measurement of aggregate price change in the Canadian economy and further, there are important reasons for not equating measured aggregate price change (increases or decreases) with inflation or deflation. It is highly unlikely that a single index, regardless of its conceptual and statistical qualities, could reflect the complex forces which operate to produce inflationary price change.

The Consumer Price Index is a readily available measure of price change. It is published monthly, unrevised, and it is available within two weeks of the end of the month to which it applies. Its ready availability is a significant reason for its widespread use as a monitor of current price variation. However, the analysis

presented here indicated several deficiencies in its concept and compilation which restrict its accuracy, particularly as a measure of economy-wide price change. First, it is limited in population and item coverage and cannot be applied validly to measurement of price change in the entire economy. The comparison of the Consumer Price Index and the Implicit Price Index of Personal Expenditure did indicate, however, that the CPI is generally applicable to the consumer sector. In addition, the CPI is really an index of change in prices charged by a largely fixed pattern of retail outlets. It is not directly an index of prices paid by consumers. This distinction is likely one of the major sources of positive bias in the index. However, present procedures in compiling the index introduce exceptions from this generalized description and introduce elements of the welfare or "cost-of-living" index concept. The most important exceptions occur in home ownership where house purchase and interest charges on mortgages are determined according to the cost-of-owning, rather than price-of-purchasing, but it is also apparent in the seasonal weights on half of the food items and in the splice procedure in reflecting greater patronage of chain-type food stores. As a result, the CPI in its present form is a mixture of both the pure-price and welfare indexes, a problem which raises interpretative questions.

Several sources of index bias have been illustrated, some positive and some negative. Accepting the index of consumer-prices-paid as the comparative norm, it was argued that failure to reflect quantity and quality of services associated with taxes, quality treatment, splicing practices followed in the chain-independent distribution of food sales, underrepresentation and splicing-in of "discount" stores and failure to reflect prices paid contribute to positive bias in the index. In addition, the Implicit Cost Index used to estimate new house price variation also produces upward bias. Offsetting downward biases result from the splice procedure applied to rent, an underrepresentation of expenditure in deriving house and mortgage interest weights, failure to reflect interest charges on consumer expenditure, and the exclusion of land in housing. When the Consumer Price Index was recalculated by introducing a partial set of modified weights and prices, it was found to be sensitive to the changes in both short-run variation and long-run increase. For the changes incorporated, the index was determined to have downward bias which averaged slightly more than 0.5 per cent annually from 1965 to 1970. The recalculations illustrated very clearly that there are present a number of important sources of downward bias and that biases in individual price indexes tend to be offset in the entire index.

Finally, there are several characteristics of the index which limit its usefulness in short-term measurements of price change. Naturally there are statistical sources of variation which, over time, are likely to average out but which may produce spurious variation in month-to-month comparisons whether these are consecutive months or a year apart. This source of variation is expected to increase in relative importance as the level of disaggregation increases. In addition introduction of new products, quality adjustments or other procedural changes will be reflected in the index as price variations. Also, several sample timing and lagged reporting effects were noted. Each of these timing characteristics can introduce spurious short-term price movement, but are likely to be less

important when a longer time period is considered. Closely related is the effect on the index of seasonal variation in prices; the present officially published index is not seasonally adjusted and some short period price movements will have a tendency to be self correcting.

The Implicit Price Index of Gross National Expenditure is also subject to a number of deficiencies. Its indirect method of calculation makes it subject to errors in determining current values of the GNE and to errors or bias in the deflators. It is available in preliminary form on a quarterly basis with a lag of about two months but significant revisions occur in its level and direction-of-change. Many of the deflators which are used in deflation to obtain constant values of the GNE are unsuited to the task. This includes the most important deflator, the Consumer Price Index. However, recently modified procedures in deflating GNE, particularly in the construction indexes, should have reduced the degree of bias in the IPI and the claimed deflation bias in the government sector appears to have been overstated by other researchers. The current weighted form of the IPI theoretically produces some downward bias of undetermined but small magnitude, and it also results in some quantity variation measured as price variation when nonbase period rates of change are computed. These criticisms of the IPI could be overcome by improving and publishing the base weighted version of the Price Index of Gross National Expenditure.

As a result of this analysis it is clear that neither index is fully satisfactory for measuring price change in the Canadian economy. Its ready availability, lower short-run variability and unrevised characteristics favor the Consumer Price Index over the Implicit Price Index in monitoring price movements on a current basis. Although the CPI is statistically applicable to only the target group households, if the comparison with the IPI of personal expenditure is valid, it appears to be practically applicable to a much broader base within the consumer sector. However, for longer-run analysis, its exclusion of the government and capital formation sectors is a serious limitation, and revisions of the IPI should be less of a problem. Certainly a limitation on direct use of either index in measuring inflation lies in the fact that any index records all variation regardless of the sources. The sources may be economic forces, including inflationary forces, and they may be measurement error. Inflationary pressures are only one of many sources of variation which are measured, and further refinement and interpretation of measured price increase (or decrease) are required in order to monitor and to understand inflation. In addition, the indexes do not include several important components such as land, capital and financial assets, and other economic variables which may be influenced by, and in turn may influence, inflationary pressures. Finally, indexes measuring price change in the final demand sectors, in addition to reflecting a variety of economic forces, are almost certain to manifest important lag symptoms which could be important to timing of public policy.

The high degree of institutionalization of the major price indexes, and the heavy dependency that is placed on them in public policy, make it absolutely necessary that greater emphasis be placed on their development and refinement. Additional resources should be devoted to improved descriptions of the indexes,

including their concepts and methodologies, and analysis of their strengths and weaknesses. Research contributions, and continuing discussion, from qualified persons outside the public service is also required. Several proposals have been made throughout this study for conceptual and procedural changes in both indexes. In addition, there are several areas which require much more detailed analysis than has yet been published. These areas are now briefly summarized:

(1) *Improved documentation and publication of concepts and procedures* One of the most pressing needs of both indexes is improved communication on their theoretical and practical aspects. The current need is greatest within the IPI but following revision of the CPI in 1972 it will increase there as well. Included is an improved documentation and circulation of procedural modifications that occur periodically and an indication of their impact on the index.

(2) *Review and evaluation of national accounting procedures* The dependence of the IPI for its accuracy and revision stability on national accounting accuracy indicates the need to assess national accounting procedures and their impact on movement of the IPI.

(3) *Estimation of index sampling variance* The existence of measurement error in price indexes suggests that additional information would be provided by estimating sampling variance. It would serve as one measure of their reliability and would establish statistical significance of recorded monthly variation. Monthly estimates of sampling variance are now available in data provided by the Labor Force Survey.

(4) *Compilation of two separate consumer price indexes* Use criteria indicate the need for an index of consumer prices paid and one approximating a constant utility index. Both forms require estimating changes in prices paid, instead of prices charged as the present index measures. Both forms utilize similar price and weighting information and the two forms should be capable of compilation with limited additional cost. The present mixing of the two concepts in the Consumer Price Index should be eliminated, and it is unrealistic to expect a single index form to satisfy several diverse indexing needs.

(5) *Broadening scope of the target group* The income, family size and urbanization limitations on the sampling frame statistically restrict applicability of the index to a small proportion of the consuming population. Consideration should be given to removing at least the income and family size restrictions.

(6) *Adjustment for quality change* Quality adjustments remain a difficult indexing problem. Adjustment by market-determined price ratios could be used on a broader scale. In addition, it is likely that panel assessment of quality variation would improve the process. It is recommended that feasibility of this approach be investigated.

(7) *Adjustments in the Housing Component* This component was found to have a number of difficulties. When the index is revised, the price series on new houses should be revised to incorporate productivity and profit variation or regression analysis of directly sampled house prices. The regional price indexes should be revised to include measures of changes in house prices. For the Pure

Price Index, weights on home ownership should reflect actual net transactions on house purchases in the base year. Also weights on mortgage interest should reflect financial commitment to residential mortgages in the base year and a current rate of interest is required as a price series. The principle of user cost outlined by Stienen would be used for approximating the Welfare Index for housing and other durables. Consideration should also be given to revising sampling procedures in tenant costs, following rents in a specific set of rental units for a set period of years and with specific quality adjustments made at the time units in the sample are changed.

(8) *Instalment credit* Credit has become an important item in consumer expenditure. This item should be included with a price series determined by current rates of interest on instalment debt.

(9) *Used durables prices* The validity of using new durables prices to represent prices for used durables is highly questionable in several instances, particularly automobiles and houses. The attempt should be made to price used autos and houses, if not continuously then at least periodically to confirm validity of the extrapolation or to indicate the magnitude and direction of error.

(10) *Cross-section sampling of items and vendors* The Consumer Price Index is claimed to be representative of a broader range of consumer prices than those sampled although this has not been established statistically. Use of the index in public policy, research and deflation of the GNE require that this claim is valid. It is therefore recommended that periodic sampling of non-index items or groups-of-items be undertaken in order to assess representativeness of the index.

(11) *Removal of seasonal weighting patterns* Seasonal food weights are unsuited to a pure price index and were determined to affect short-period price movements. Furthermore, seasonal weights would be appropriate to several other seasonally consumed items. Therefore it is recommended that the seasonal weights be removed from the index in the next revision and be incorporated only in a welfare index.

(12) *Seasonal adjustment of the indexes* Experiences in adjusting seasonally the Implicit Price Index indicate that careful review and study of seasonal adjustment procedures is required. In general however, additional information is obtained from a reliable seasonal adjustment procedure and it is recommended that a seasonally adjusted version of the CPI be published officially.

APPENDIXES

APPENDIX I

REVISED WEIGHTS CALCULATED FROM 1967 EXPENDITURE SURVEY

(Published CPI Weights in Parentheses)

Expenditure Component	Item Weight	Item Group Weight	Sub-Category Weight	Category Weight
<i>Food</i>				(26.7) 24.2
<i>Housing</i>				(32.2) 31.8
Shelter.....			(17.9) 18.6	
Rent.....		(8.8) 7.9		
Home Ownership.....		(9.1) 10.7		
Property Taxes.....	(2.2) 2.8			
Mortgage Interest.....	(2.4) 2.9			
Repairs.....	(1.4) 1.2			
New Houses.....	(2.9) 3.5			
Insurance.....	(0.2) 0.3			
Household Operation.....			(14.3) 13.2	
Fuel and Lighting.....		(4.4) 3.7		
Coal.....	(0.4) —			
Fuel Oil.....	(1.7) 1.0			
Gas.....	(0.5) 0.7			
Electricity.....	(1.4) 1.4			
Input.....	(0.4) 0.6			
Furniture.....		(1.9) 1.5		
Appliances.....		(2.2) 1.5		
Floor Coverings.....		(0.5) 0.6		
Textiles.....		(0.7) 0.6		
Utensils and Equipment..		(1.0) 0.8		
Supplies.....		(1.5) 1.4		
Services.....		(2.1) 3.1		
Telephone.....	(1.2) 1.5			
Postage.....	(0.2) 0.2			
Household Help.....	(0.3) 0.9			
Household Effects Ins.	(0.2) —			
Other.....	(0.2) 0.5			
<i>Clothing</i>				(11.3) 11.6
Women.....			(3.6) 4.0	
Men.....			(2.6) 2.7	
Children.....			(1.4) 1.3	
Footwear.....			(1.6) 1.6	
Piece Goods.....			(0.4) 0.6	
Clothing Services.....			(1.2) 1.1	
Jewellery.....			(0.5) 0.3	
<i>Health and Personal Care</i>				(6.6) 7.1
Health Care.....			(4.4) 4.2	
Doctor.....		(1.4) 0.5		
Dentist.....		(0.7) 0.8		
Optical.....		(0.2) 0.2		
Pharmaceuticals.....		(1.0) 0.9		
Prepaid Medicare.....		(1.1) 1.4		
Other.....		— 0.4		

APPENDIX I (continued)

Expenditure Component	Item Weight	Item Group Weight	Sub-Category Weight	Category Weight
<i>Health and Personal Care</i> (Continued)				
Personal Care.....			(2.2)	2.9
Services.....	(1.0)	1.2		
Supplies.....	(1.2)	1.7		
<i>Transportation.....</i>				(12.0) 13.7
Automobile Operation.....			(10.2)	11.2
Purchase.....	(5.1)	5.3		
Gasoline.....	(2.6)	2.2		
Tires.....	(0.3)	0.3		
Licence.....	(0.3)	—		
Insurance.....	(0.9)	1.7		
Lubrication.....	(0.2)	—		
Fender Repair.....	(0.2)	0.1		
Brake Lining.....	(0.2)	0.1		
Muffler Replacement.....	(0.2)	—		
Battery.....	(0.1)	0.1		
Imputation.....	(0.1)	1.4		
Local Transportation.....			(1.3)	1.5
Bus and Street Cars.....	(1.1)	1.1		
Taxi.....	(0.2)	0.2		
Other.....	—	0.2		
Travel.....			(0.5)	1.0
Train.....	(0.2)	0.2		
Bus.....	(0.1)	0.1		
Plane.....	(0.2)	0.6		
Other.....	—	0.1		
<i>Reading and Recreation.....</i>				(4.7) 6.5
Reading.....			(1.1)	0.8
Recreation.....			(3.6)	5.7
<i>Tobacco and Alcohol.....</i>				(6.5) 5.1
Tobacco.....			(2.6)	2.6
Alcohol.....			(3.9)	2.5
Beer.....	(2.6)	1.2		
Liquor.....	(1.3)	1.1		
Wine.....	—	0.2		

SOURCES: Published CPI weights, DBS 62-518, Table 4. 1967 weights were calculated from expenditures reported in the 1967 Household Expenditure Survey.

APPENDIX II

CONSUMER PRICE INDEX AND SELECTED COMPONENTS CALCULATED FROM THE 1967 WEIGHTING PATTERN

Year	All Items	Housing	Shelter	Home Ownership	Household Operation	Fuel and Light
1967						
Jan.....	113.6	112.1	115.9	123.9	106.8	95.5
Feb.....	113.8	112.2	116.1	124.0	106.8	95.6
Mar.....	114.1	112.7	116.4	124.5	107.4	96.1
Apr.....	115.0	114.0	117.5	126.2	109.1	100.1
May.....	115.2	114.2	117.8	126.5	109.2	100.1
June.....	115.7	114.7	118.4	126.7	109.4	100.1
July.....	116.8	115.4	119.2	127.8	110.0	99.9
Aug.....	117.4	115.6	119.5	128.2	110.2	100.0
Sept.....	117.2	115.9	119.8	128.4	110.4	100.1
Oct.....	117.1	116.3	120.4	129.1	110.5	100.1
Nov.....	117.4	116.6	120.7	129.3	110.6	100.1
Dec.....	118.0	116.7	121.0	129.5	110.8	100.1
1968						
Jan.....	118.6	117.6	122.4	131.9	110.9	100.8
Feb.....	118.7	118.1	123.1	132.9	111.0	101.7
Mar.....	119.0	118.6	123.6	133.6	111.5	101.7
Apr.....	119.8	119.1	124.5	134.9	111.6	101.7
May.....	119.9	119.5	125.1	135.7	111.6	101.8
June.....	120.2	119.9	125.6	135.8	111.8	102.0
July.....	120.9	120.3	125.9	135.9	112.5	103.1
Aug.....	121.2	120.5	126.1	136.1	112.5	104.1
Sept.....	121.6	121.4	127.7	138.5	112.7	104.1
Oct.....	121.9	122.1	128.6	139.9	112.8	104.2
Nov.....	122.5	122.5	129.0	140.2	113.4	104.2
Dec.....	122.8	122.7	129.2	140.3	113.6	104.3
1969						
Jan.....	123.2	123.7	130.6	142.6	114.1	104.3
Feb.....	123.3	124.2	131.4	143.8	114.1	104.4
Mar.....	123.7	124.8	132.2	145.2	114.3	104.4
Apr.....	125.1	125.8	133.7	147.6	114.6	104.4
May.....	125.5	126.3	134.5	148.8	114.8	104.4
June.....	126.4	126.7	135.0	148.8	114.8	104.4
July.....	126.9	127.5	135.9	149.9	115.6	104.5
Aug.....	127.5	127.6	136.1	150.0	115.7	105.0
Sept.....	127.2	127.9	136.5	150.6	115.8	105.0
Oct.....	127.4	128.6	137.7	152.4	115.9	105.1
Nov.....	128.0	129.2	138.2	153.2	116.3	105.4
Dec.....	128.6	130.0	139.5	155.0	116.5	105.6

APPENDIX II (continued)

Year	All Items	Housing	Shelter	Home Ownership	Household Operation	Fuel and Light
1970						
Jan.....	128.8	130.5	140.5	156.6	116.4	105.6
Feb.....	129.4	130.8	140.9	157.1	116.4	105.7
Mar.....	129.6	131.5	141.6	158.1	117.2	108.0
Apr.....	130.4	132.3	142.6	159.7	117.7	109.0
May.....	130.4	132.8	143.4	160.9	117.8	109.0
June.....	130.6	133.1	143.8	161.0	118.1	109.5
July.....	131.1	133.9	144.9	162.9	118.4	110.1
Aug.....	131.2	134.0	145.2	163.2	118.2	110.1
Sept.....	131.0	134.3	145.7	163.9	118.2	110.1
Oct.....	131.1	135.4	147.5	166.8	118.3	110.4
Nov.....	131.2	135.9	148.1	167.8	118.5	111.0
Dec.....	130.7	136.0	148.4	168.3	118.4	111.1
1971						
Jan.....	131.2	137.0	149.6	170.1	119.2	111.4
Feb.....	131.8	137.4	150.2	171.1	119.5	112.2
Mar.....	132.3	137.8	150.4	171.4	120.0	112.5
Apr.....	133.1	138.8	151.6	173.4	120.8	115.4
May.....	133.7	139.0	151.8	173.7	121.1	115.1
Year	Services	Clothing	Trans- portation	Auto Operation	Local Trans- portation	Travel
1967						
Jan.....	117.1	114.3	110.6	109.3	117.9	114.1
Feb.....	117.5	114.8	111.9	109.6	129.9	110.9
Mar.....	117.5	116.3	112.3	110.0	130.7	110.9
Apr.....	118.1	117.3	113.2	110.2	136.2	111.6
May.....	118.1	117.3	113.3	110.1	137.0	113.4
June.....	118.1	117.7	113.9	110.7	137.3	115.2
July.....	120.0	117.7	113.9	110.6	137.3	116.4
Aug.....	120.6	117.6	113.7	110.3	137.5	116.6
Sept.....	120.6	119.8	113.9	110.4	138.3	116.6
Oct.....	120.6	118.7	113.5	110.4	138.3	112.0
Nov.....	120.6	119.5	113.5	110.4	138.3	111.6
Dec.....	120.6	119.6	114.8	111.9	139.3	111.6
1968						
Jan.....	120.9	118.4	115.0	111.7	139.3	116.2
Feb.....	121.3	119.0	114.3	111.1	140.6	111.8
Mar.....	121.3	120.4	114.8	111.6	141.1	111.8
Apr.....	121.3	120.9	115.2	112.1	141.1	111.8
May.....	121.3	120.6	115.6	111.9	141.3	119.4
June.....	121.3	120.9	116.1	111.9	142.1	124.9
July.....	122.2	120.7	116.2	111.7	142.3	127.3
Aug.....	122.4	120.4	116.0	111.4	142.8	127.0
Sept.....	122.4	121.0	116.2	111.7	143.3	126.8
Oct.....	122.4	122.6	115.9	111.7	143.3	122.0
Nov.....	124.7	123.1	116.7	112.7	143.3	121.6
Dec.....	124.7	123.2	116.7	112.7	143.3	121.6

APPENDIX II (continued)

Year	Services	Clothing	Trans- portation	Auto Operation	Local Trans- portation	Travel
1969						
Jan.....	127.4	121.1	117.1	112.7	143.3	126.7
Feb.....	127.4	121.5	118.2	113.3	152.1	121.7
Mar.....	127.4	123.5	118.6	113.8	152.2	121.7
Apr.....	127.4	124.1	119.9	113.9	163.5	122.2
May.....	128.3	123.5	120.3	114.0	163.6	126.5
June.....	127.5	124.7	120.5	113.8	163.6	130.9
July.....	130.1	124.5	120.5	113.8	163.6	131.6
Aug.....	130.4	124.8	120.4	113.6	163.7	131.4
Sept.....	130.4	124.9	120.7	113.9	164.3	131.1
Oct.....	130.4	125.8	120.6	113.9	164.7	129.3
Nov.....	130.4	125.9	121.6	115.5	164.7	125.8
Dec.....	130.4	126.0	121.8	115.8	164.7	125.8
1970						
Jan.....	130.7	125.1	122.3	115.8	165.3	131.2
Feb.....	130.8	124.8	123.9	118.1	165.9	125.9
Mar.....	131.0	125.6	124.2	118.3	167.1	125.9
Apr.....	131.0	126.3	124.6	118.4	170.3	126.6
May.....	131.0	126.4	124.9	118.6	170.3	128.3
June.....	131.0	126.5	125.1	118.6	170.3	130.3
July.....	131.4	126.5	125.2	118.5	170.3	132.5
Aug.....	131.4	125.8	125.6	118.4	170.4	139.0
Sept.....	131.4	126.6	125.5	118.3	170.7	138.9
Oct.....	131.4	127.7	125.5	118.3	170.7	138.2
Nov.....	131.4	127.9	126.1	119.1	170.7	137.1
Dec.....	131.4	127.4	126.3	119.2	170.7	139.3
1971						
Jan.....	134.7	126.5	126.6	119.4	171.0	140.8
Feb.....	136.7	125.3	128.6	122.0	171.1	138.9
Mar.....	136.7	126.2	129.4	122.2	172.0	146.5
Apr.....	136.7	127.3	130.0	122.9	172.0	146.8
May.....	136.9	127.8	130.8	123.9	172.0	145.8
Year	Health and Personal Care	Health Care	Personal Care	Reading and Recreation	Tobacco and Alcohol	Alcohol
1967						
Jan.....	119.5	118.0	121.6	110.6	109.8	108.3
Feb.....	119.5	118.0	121.7	111.4	110.0	108.6
Mar.....	119.7	118.0	122.1	111.6	110.7	108.8
Apr.....	121.7	121.4	122.1	111.6	111.0	109.1
May.....	122.4	121.5	123.7	113.5	111.1	109.1
June.....	122.2	121.5	123.1	114.0	111.2	109.5
July.....	122.8	122.8	122.8	114.4	111.2	109.5
Aug.....	123.1	122.9	123.4	114.5	111.5	109.9
Sept.....	122.8	122.1	123.8	114.9	111.5	109.9
Oct.....	123.7	123.4	124.2	115.4	111.5	109.9
Nov.....	124.1	123.4	125.2	116.2	111.6	109.9
Dec.....	124.2	123.4	125.3	116.1	116.1	111.7

APPENDIX II (continued)

Year	Health and Personal Care	Health Care	Personal Care	Reading and Recreation	Tobacco and Alcohol	Alcohol
1968						
Jan.....	124.0	123.4	124.9	116.0	118.6	116.1
Feb.....	124.7	124.3	125.1	116.6	118.8	116.5
Mar.....	124.6	124.3	125.0	117.2	120.9	116.5
Apr.....	126.3	127.4	124.6	116.9	123.0	118.1
May.....	126.9	127.5	126.1	118.6	123.3	118.1
June.....	127.0	127.5	126.2	118.7	123.3	118.1
July.....	127.7	128.5	126.7	118.7	123.3	118.1
Aug.....	127.9	128.6	126.8	119.0	123.4	118.1
Sept.....	128.3	128.6	127.8	119.7	123.4	118.1
Oct.....	128.6	129.2	127.9	120.3	123.4	118.1
Nov.....	129.1	129.2	129.0	122.4	123.3	118.1
Dec.....	129.1	129.2	128.9	122.5	123.3	118.1
1969						
Jan.....	129.2	129.2	129.1	123.0	123.3	118.1
Feb.....	129.4	129.3	129.5	123.4	123.7	119.1
Mar.....	129.2	129.3	129.2	123.7	123.7	119.1
Apr.....	133.6	135.9	130.1	123.8	127.5	122.2
May.....	134.1	136.0	131.2	126.2	127.9	122.2
June.....	134.1	136.0	131.4	126.3	127.9	122.2
July.....	134.1	136.0	131.4	126.1	128.5	122.2
Aug.....	134.2	136.1	131.4	126.4	128.7	122.2
Sept.....	135.0	136.1	133.4	126.6	128.7	122.2
Oct.....	136.0	137.9	133.2	126.8	128.7	122.2
Nov.....	136.2	137.9	133.8	127.2	128.6	122.2
Dec.....	136.5	137.9	134.5	127.0	128.6	122.2
1970						
Jan.....	136.6	137.9	134.9	126.9	128.7	122.4
Feb.....	137.3	138.0	136.3	127.4	128.8	122.4
Mar.....	137.3	138.0	136.3	128.1	128.8	122.4
Apr.....	138.7	140.0	137.0	128.2	128.8	122.4
May.....	139.2	140.0	138.1	128.6	128.7	122.4
June.....	139.1	140.0	137.9	128.5	128.7	122.4
July.....	139.1	140.0	137.9	129.6	128.7	122.4
Aug.....	139.5	140.0	138.7	129.7	128.6	122.4
Sept.....	139.5	140.0	138.6	130.0	128.6	122.4
Oct.....	140.3	141.5	138.6	130.1	128.6	122.4
Nov.....	140.1	141.4	138.1	130.9	128.5	122.4
Dec.....	139.9	141.4	137.8	130.8	128.5	122.4
1971						
Jan.....	139.9	141.5	137.7	131.2	129.3	122.4
Feb.....	140.0	141.4	137.9	131.7	130.0	122.4
Mar.....	140.2	141.4	138.4	131.7	130.0	122.4
Apr.....	140.5	142.1	138.1	131.9	130.0	122.4
May.....	140.8	141.8	139.5	132.2	130.6	123.2

SOURCE: Computed from published price indexes in DBS 62-002 and 1967 expenditure weights for Appendix I.

APPENDIX III

EFFECT OF SPECIFIED PROCEDURAL CHANGES ON THE 1957 WEIGHTED CONSUMER PRICE INDEX^a

Year	1	2	3	4	5	6	7
1961							
Jan.....	100.02	100.02	100.02	100.03	99.95	100.02	99.95
Feb.....	99.90	99.91	99.91	99.91	99.83	99.92	99.83
Mar.....	99.93	99.94	99.94	99.94	99.86	99.93	99.88
Apr.....	99.94	99.95	99.95	99.96	99.87	99.95	99.92
May.....	99.81	99.82	99.82	99.83	99.75	99.77	99.75
June.....	99.80	99.81	99.81	99.82	99.74	99.82	100.01
July.....	99.82	99.82	99.81	99.83	99.75	99.78	99.94
Aug.....	99.94	99.95	99.93	99.95	99.87	99.92	99.88
Sept.....	99.95	99.96	99.95	99.97	99.88	99.97	100.11
Oct.....	100.03	100.03	100.02	100.04	99.95	100.02	100.24
Nov.....	100.34	100.30	100.33	100.27	100.09	100.36	100.17
Dec.....	100.53	100.49	100.51	100.46	100.28	100.52	100.25
1962							
Jan.....	100.36	100.32	100.31	100.28	100.10	100.34	100.06
Feb.....	100.44	100.39	100.38	100.36	100.18	100.38	100.12
Mar.....	100.37	100.33	100.32	100.30	100.12	100.32	100.20
Apr.....	100.84	100.79	100.76	100.76	100.57	100.80	100.59
May.....	100.68	100.64	100.60	100.50	100.32	100.71	100.46
June.....	100.99	100.94	100.88	100.81	100.61	100.97	100.84
July.....	101.40	101.34	101.27	101.18	100.98	101.42	101.11
Aug.....	101.69	101.63	101.55	101.47	101.26	101.65	101.22
Sept.....	101.41	101.36	101.28	101.20	100.99	101.41	101.14
Oct.....	101.81	101.75	101.66	101.59	101.38	101.87	101.71
Nov.....	102.03	101.97	101.88	101.81	101.60	102.08	101.35
Dec.....	102.03	101.97	101.87	101.81	101.60	102.13	101.69
1963							
Jan.....	102.18	102.12	102.13	101.98	101.81	102.31	102.02
Feb.....	102.30	102.24	102.25	102.11	101.93	102.45	102.13
Mar.....	102.33	102.26	102.27	102.13	101.96	102.51	102.24
Apr.....	102.36	102.29	102.29	102.16	101.98	102.36	102.20
May.....	102.39	102.33	102.31	102.20	102.02	102.46	102.40
June.....	102.72	102.61	102.64	102.43	102.16	102.79	102.66
July.....	103.20	103.08	103.08	102.88	102.60	103.18	102.71
Aug.....	103.44	103.32	103.25	103.12	102.83	103.44	102.89
Sept.....	103.17	103.05	102.99	102.85	102.57	103.30	102.74
Oct.....	103.32	103.20	103.12	103.00	102.71	103.44	103.00
Nov.....	103.59	103.47	103.38	103.27	102.98	103.75	103.22
Dec.....	103.78	103.65	103.55	103.46	103.16	103.92	103.31

^a See notes at the end of the Table for a description of changes made in weights and prices in deriving these values.

APPENDIX III (continued)

Year	1	2	3	4	5	6	7
1964							
Jan.....	103.78	103.65	103.80	103.52	103.33	103.85	103.71
Feb.....	103.94	103.81	103.96	103.69	103.49	104.02	103.86
Mar.....	104.10	103.97	104.09	103.85	103.65	104.18	103.94
Apr.....	104.33	104.20	104.31	104.08	103.87	104.41	104.25
May.....	104.32	104.19	104.23	104.07	103.86	104.38	104.30
June.....	104.63	104.50	104.52	104.38	104.16	104.65	104.61
July.....	105.28	105.14	105.13	104.98	104.75	105.20	104.88
Aug.....	105.21	105.07	105.08	104.92	104.69	105.21	104.77
Sept.....	104.79	104.65	104.66	104.49	104.27	104.86	104.66
Oct.....	104.75	104.61	104.62	104.46	104.24	104.95	104.84
Nov.....	105.15	105.00	104.98	104.85	104.62	105.39	105.15
Dec.....	105.71	105.55	105.54	105.41	105.17	105.95	105.71
1965							
Jan.....	105.78	105.63	105.90	105.56	105.43	105.99	106.04
Feb.....	105.96	105.80	106.03	105.74	105.61	106.23	106.25
Mar.....	106.08	105.93	106.15	105.87	105.73	106.43	106.55
Apr.....	106.34	106.18	106.37	106.12	105.98	106.71	106.81
May.....	106.78	106.61	106.79	106.56	106.41	107.21	107.34
June.....	107.49	107.31	107.48	107.27	107.10	107.82	107.84
July.....	107.88	107.71	107.85	107.61	107.43	108.24	108.12
Aug.....	107.70	107.53	107.67	107.43	107.26	108.03	107.80
Sept.....	107.60	107.42	107.56	107.32	107.15	107.96	107.76
Oct.....	107.71	107.54	107.66	107.44	107.27	108.10	108.10
Nov.....	108.45	108.27	108.36	108.18	107.99	108.88	108.73
Dec.....	108.87	108.68	108.76	108.60	108.40	109.33	109.07
1966							
Jan.....	109.15	109.05	109.39	109.19	109.33	109.56	110.32
Feb.....	109.80	109.69	110.02	109.83	109.96	110.19	110.88
Mar.....	110.13	110.02	110.34	110.17	110.29	110.53	111.24
Apr.....	110.68	110.56	110.87	110.71	110.82	111.14	111.78
May.....	110.91	110.78	111.06	110.94	111.04	111.43	112.13
June.....	111.08	110.95	111.22	111.11	111.21	111.52	112.42
July.....	111.55	111.42	111.67	111.52	111.61	111.89	112.55
Aug.....	111.99	111.85	112.06	111.96	112.04	112.41	112.83
Sept.....	112.16	112.03	112.24	112.14	112.21	112.68	113.06
Oct.....	112.31	112.17	112.34	112.28	112.35	112.88	113.56
Nov.....	112.48	112.42	112.49	112.66	112.93	113.10	114.12
Dec.....	112.70	112.64	112.70	112.88	113.14	113.35	113.99
1967							
Jan.....	112.82	112.76	113.23	113.13	113.58	113.47	114.97
Feb.....	112.97	112.91	113.37	113.29	113.73	113.59	115.06
Mar.....	113.26	113.19	113.62	113.57	114.01	113.90	115.35
Apr.....	114.13	114.01	114.36	114.33	114.64		
May.....	114.29	114.17	114.49	114.49	114.79	115.04	116.22
June.....	114.83	114.71	115.01	115.04	115.32	115.46	116.63
July.....	115.89	115.80	116.03	116.11	116.48	116.47	117.60
Aug.....	116.54	116.44	116.64	116.76	117.12	117.17	117.98
Sept.....	116.34	116.24	116.44	116.56	116.92	117.00	117.80
Oct.....	116.26	116.25	116.31	116.72	117.32	116.92	118.55
Nov.....	116.55	116.57	116.58	117.08	117.74	117.23	118.97
Dec.....	117.11	117.12	117.11	117.63	118.26	117.87	119.41

APPENDIX III (continued)

Year	1	2	3	4	5	6	7
1968							
Jan.....	117.83	117.88	117.94	118.42	119.21	118.51	120.39
Feb.....	117.92	117.99	118.01	118.58	119.44	118.65	120.82
Mar.....	118.23	118.32	118.31	118.94	119.84	118.99	121.30
Apr.....	119.00	119.13	119.01	119.84	120.85	119.79	122.37
May.....	118.99	119.14	118.95	119.89	120.96	119.85	122.72
June.....	119.37	119.53	119.31	120.30	121.40	120.18	123.07
July.....	120.03	120.16	119.94	120.90	121.91	120.86	123.39
Aug.....	120.41	120.54	120.31	121.29	122.30	120.99	123.21
Sept.....	120.73	120.85	120.60	121.39	122.38	121.38	123.42
Oct.....	120.97	121.04	120.81	121.42	122.30	121.56	123.50
Nov.....	121.54	121.60	121.34	122.00	122.88	122.18	123.92
Dec.....	121.90	121.97	121.69	122.38	123.26	122.43	125.15
1969							
Jan.....	122.19	122.30	122.31	122.90	124.10	122.83	125.42
Feb.....	122.23	122.37	122.31	123.02	124.31	122.90	125.61
Mar.....	122.73	122.87	122.74	123.55	124.84	123.37	126.08
Apr.....	124.11	124.24	124.03	124.83	126.09	125.05	127.59
May.....	124.42	124.55	124.25	125.17	126.45	125.33	127.98
June.....	125.43	125.57	125.22	126.22	127.51	126.24	129.11
July.....	125.92	126.09	125.72	126.69	128.07	126.71	129.50
Aug.....	126.48	126.67	126.27	127.34	128.80	127.27	129.87
Sept.....	126.15	126.38	125.95	127.10	128.65	127.00	129.90
Oct.....	126.36	126.60	126.17	127.24	128.82	127.30	130.37
Nov.....	126.96	127.20	126.75	127.86	129.45	127.81	130.82
Dec.....	127.52	127.77	127.22	128.45	130.06	128.38	131.34
1970							
Jan.....	127.73	127.98	127.75	128.56	130.19	128.65	131.85
Feb.....	128.28	128.57	128.26	129.23	130.95	129.21	132.67
Mar.....	128.39	128.67	128.31	129.31	131.01	129.39	132.76
Apr.....	129.11	129.40	129.01	129.95	131.68	130.28	133.59
May.....	129.05	129.33	128.87	129.87	131.59	130.18	133.47
June.....	129.36	129.64	129.18	130.16	131.86	130.41	133.84
July.....	129.85	130.09	129.64	130.43	132.04	130.92	133.87
Aug.....	130.18	130.39	129.96	130.70	132.23	131.29	133.74
Sept.....	129.91	130.13	129.66	130.44	132.00	131.04	133.36
Oct.....	130.04	130.24	129.73	130.38	131.89	131.17	133.48
Nov.....	—	—	—	—	—	—	—
Dec.....	—	—	—	—	—	—	—

- (1) "Benchmark" index computed because the published CPI was not exactly reproduceable from published weights and prices.
- (2) Addition of Consumer Credit with a weight of 1.2 and price series equal to average CMHC mortgage rate changes.
- (3) New house weight doubled and price series equal to the house price index adjusted for profit and productivity.
- (4) Published weight on mortgage interest, and price series equal to CMHC mortgage interest index times the house index adjusted for profit and productivity.
- (5) Same as (4) with the mortgage interest weight doubled.
- (6) Published rent weight with a price series computed by deflating the published rent index by two per cent per annum quality increase.
- (7) Includes all the changes in (2), (3), (5) and (6) above.

APPENDIX IV*

DIFFERENCES BETWEEN THE UNITED STATES' AND CANADIAN CONSUMER PRICE INDEXES

The purpose of the Consumer Price Indexes in Canada and the United States is essentially the same. They both measure price changes experienced by a specific group of consumers. However, the respective target groups establish different sampling frames which will produce some differences in sampled prices. In addition there are several procedural differences.

TARGET GROUPS

Specifically, the Canadian target group consists of families ranging in size from two adults to two adults and four children living in cities of more than 30,000 and having annual incomes between \$2,500 and \$7,000 in 1957. The U.S. counterpart is defined as consisting of families of wage earners and clerical workers. Although their CPI is intended to apply to all such families, the samples are drawn from only 50 major centres in the United States. In practice, therefore, both indexes apply to large urban centres. The United States CPI target group previous to 1963 had a \$10,000 annual income maximum. In the 1963 revision it was felt that this was a redundant specification since other restraints on the target group insured that this maximum would not be exceeded. During most of the 1953-63 period when the United States maximum income level represented by the CPI was \$10,000, the Canadian index had a maximum of \$4,050 (in 1949 dollars). This fact, plus the absence of a minimum income level for the U.S. index indicates that their index has a considerably wider base in terms of income levels. The U.S. CPI has no upper or lower limits on the size of family represented by the CPI, thereby further broadening its base in comparison to the Canadian index. The broader base of the U.S. sampling frame should make their index applicable to a broader cross-section of the population. Evidence presented earlier in this study indicated that the U.S. index is considered representative of about 40 per cent of the U.S. population of consumers while the Canadian index is representative of less than 25 per cent.

EXPENDITURE WEIGHTS

In both the U.S. and Canada, prices included in the index are weighted by factors obtained from consumer expenditure surveys conducted on the respective target groups. In Canada, as in the United States, expenditure weights for items include all taxes directly associated with an expenditure, including sales and excise taxes, registration fees, property taxes, etc. Sales of consumer durables by the target group are netted against their new durable purchases in both indexes to get weights which correspond closely to actual net monetary outlays. For both weighting and pricing purposes a transaction is considered completed when the obligation is incurred. The U.S. index includes consumer interest in the expenditure weights of items bought on instalment. Except for house mortgages, no account is taken of consumer interest rates in the Canadian index. This is one possible source of divergence in the two indexes, especially in light of increased use of consumer credit in the last decade.

The U.S. and the Canadian Consumer Price Indexes both employ a Laspeyres fixed weight or "constant basket" type formula. Canada has adhered very closely to this fixed basket pricing system. The 1964 revision of the Consumer Price Index by the Bureau of Labor Statistics modified the concept of completely fixed item weights in an apparent effort to reduce some of the difficulties inherent in rigid base weighting. Fifty-two "expenditure classes" were designated for which relative weights were assigned to be held constant until another major revision but within each expenditure class item weights are treated as variable:

"... expenditure classes, which define the sampling strata, were determined primarily by grouping items which in a general way serve similar human needs; for example, furniture, fuels and utilities, men's apparel, women's apparel, etc. In the current index, the level and pattern of living of the base year to be held constant in index comparisons is effectively defined in terms of the weight base period (1960-61) dollars which consumers spend on each expenditure class relative to each other expenditure class.¹"

* Prepared by Alvin P. Stoesz, Research Assistant on this project.

¹ Bureau of Labor Statistics, *The Consumer Price Index: History and Techniques*, Bulletin No. 1517, p. 23.

The method is designed to accommodate earlier introduction of new products and services, and to permit reweighting of items in an expenditure class if expenditure surveys indicate spending patterns have changed significantly. When item weights are revised within the expenditure class, the new values will be linked in so that the level of the index would not be affected by the change. This procedure appears to be a step toward implementing arguments for more flexible weighting procedures proposed by the NBER and appears to permit movement toward a constant-utility index method.

Each item included in an index has a weight which represents the relative importance of that item in the target group budget. This weight determines what influence a price change for that item will have on the movement of the index. It is therefore probable that when comparing Canadian and U.S. price movements as measured by their respective Consumer Price Indexes, an identical price change for the same item in the two countries will influence the overall indexes differently because of different relative importance of that item in the indexes. In some cases these differences in weight reflect the differing standards of living, while in other cases they are conceptual differences.

Food is a major category in both the Canadian and U.S. Indexes, although it constitutes a larger proportion of the total basket of goods and services in Canada than in the United States.² Some of this difference is explained by the fact that the U.S. basket is based on 1960 and 1961 expenditure surveys as compared to 1957 expenditures for Canada. Since the proportion of total income spent on food declines as incomes increase, the more recent weight base in the U.S. would explain some of the difference in the food weight. Another contributing factor to the difference in the food category weight is the higher absolute level of income in the United States. Since food generally has a smaller weight in the U.S., some of the other categories in the index will have larger weights in the U.S. than in Canada.

The Housing category of the Canadian and U.S. indexes have some major conceptual and procedural differences both in terms of weights and pricing and will therefore be treated separately below.

The Clothing category has almost equal weight in the U.S. and Canadian indexes. The composition of the category is quite similar except that it was not determined if the U.S. weights include jewellery.

The Transportation category has a higher weight in the U.S. index than in the Canadian index (13.88 vs. 12.0). Because of dissimilar breakdowns of the private transportation expenditures it is difficult to pinpoint the reason for this difference. It occurs in spite of the fact that the Canadian weight for all public transportation (local transportation plus travel in table following) is 0.56 higher than in the United States. This leaves the weight on private transportation which is 2.44 weight units higher in the U.S. Part of this results from the inclusion of auto finance charges with a weight of 0.63 and parking fees with a weight of 0.18 in the U.S. index, neither of which are included in the Canadian index. The gasoline weight is 0.45 higher and the auto insurance weight is 0.52 higher in the U.S. than in Canada. It is worth noting that in spite of the fact that the U.S. index includes both new and used auto purchases while the Canadian index takes account of only new purchases, the auto purchase weights are the same in the two indexes. It may be concluded, therefore, that the major difference in weights for the transportation category arises from the much higher weight on auto operation costs in the United States.

In Canada, the health component of the CPI does not include services rendered under compulsory hospitalization and medical plans because they are no longer paid for directly and fully by the patient. Accordingly the health weight has been reduced in the total weight structure of the index, thereby increasing the relative weights of all other items. The result is that the Health and Personal Care category in the Canadian index as of 1970 has a weight of only 4.0 as compared to 7.54 in the U.S. index. The U.S. index makers feel that in spite of the fact that consumers do not pay for health services directly, these services are a real cost which should be reflected in the CPI. Therefore, health insurance costs are represented by prices for hospital and professional services and other items covered by the insurance, and retained earnings and overhead costs associated with these health plans are included. The difference in treatment is largely a reflection of differences in health and medical programs in the two countries which makes a direct comparison of the two components difficult. Because prices of health services have been increasing rapidly, the larger U.S. weights would result in larger

² See table at end of Appendix IV.

increases in their index even though doctors' fees, hospital care and other health service prices might move identically in the two countries.

The weight difference in the reading and recreation category of 5.7 in the U.S. index versus 4.7 in the Canadian index again is a partial reflection of the higher income levels in the U.S.

The weight used for the alcoholic beverages group in Canada is considerably above expenditures reported in the 1957 expenditure survey (3.9 vs. 1.8). No published information is available on how the readjustment was made. In the U.S., weighting of alcoholic beverages was adjusted upward from average reported expenditures in the Consumer Expenditure Survey because of the tendency of consumer units to understate consumption of these items. Consumption expenditure estimates from National Accounts indicate actual-to-reported expenditure ratios of 1.5 to 2.25. Because the National Accounts do not necessarily reflect expenditures by the CPI target group, only a partial adjustment was made. Actual consumption was assumed to be approximately halfway between the estimates of the Consumer expenditure surveys and the National Accounts.

TIMING OF PRICING

The 1964 revision of the U.S. index provides for monthly pricing of all items in only five of the largest cities. Food and fuel are priced monthly in all cities. Food pricing is done by personal visits on Tuesday, Wednesday and Thursday of a specified week, usually preceding the fifteenth day of the month. Prices are taken for three days in a week to take account of differing prices during the week such as weekend specials. In Canada chain food store prices are taken the first Friday of each month and independent food stores are priced the first five business days of the month. It is doubtful that the difference in timing of pricing would produce major differences in movements of the indexes over time although movement in a particular month may be affected.

HOUSING

The housing category of the U.S. and Canadian indexes encompasses essentially the same expenditures for their respective target groups. However, several major conceptual and procedural differences in the home ownership sub-group result in a large difference in weights for items included in the category. The Canadian index bases its weight for New Houses on the replacement cost of the annual depreciation of the housing owned by the target group. The result is a weight of 2.9 for new house purchases. Prices are cost-imputed from price of materials and labor. This is not consistent with the purchase concept employed in the rest of the index. In addition, the value of the land on which the house is located is excluded on the basis that it represents a capital investment and not a living cost.

The new house weight in the U.S. index uses average expenditures of the target group families which are derived from the estimated average price paid, the estimated average rate of purchase, and the level of home ownership by index consumer units. The total index weight consists of gross expenditures on first-time purchases plus net expenditures for subsequent purchases as obtained from the Comprehensive Housing Unit Survey, and it reflects land acquisition plus capital appreciation on owned units. This difference in treatment explains at least part of the 3.9 difference in weights for house purchases.

The expenditure weight for mortgages in the U.S. index was obtained as the product of two factors—the average amount of interest incurred during the survey year computed on half the average term (due to renegotiation of mortgages) and the per cent of consumer units who obtained mortgages. The price used in pricing mortgages is the current rate on new mortgages. In Canada the mortgage interest weights were determined to conform to the replacement approach to houses, and an estimation is made of average interest paid on outstanding mortgages. Because of the rapid increase in mortgage interest rates since 1966, the different pricing techniques will result in the Canadian mortgage component in the CPI rising less rapidly than its counterpart in the U.S., and the Canadian index will be less sensitive to changes in interest rates.

Real property taxes have a higher weight in Canada than in the U.S. (2.2 versus 1.72). This difference may be due in part to the different tax structure in effect in the two countries. However, there is also a difference in pricing procedures which may affect the levels of the overall indexes. In the U.S. tax price changes are based on a comparison of the total annual taxes paid in successive years, by a fixed sample of addresses. Some adjustments are made to allow for

tax changes due to special assessments or capital changes on the property. In Canada tax changes are calculated from the mill rates with adjustments for assessment changes.

Rent prices in the Canadian CPI have a weight of 8.8 as compared to only 5.5 in the U.S. This difference is probably due in large part to the higher income levels represented by the U.S. target group and the consequent higher rate of home ownership as compared to renting. Pricing techniques are different, with Canada employing a partially rotating sample while the U.S. index prices the same sample over time. Both of these methods, however, give rise to downward bias. The rotating sample has an inherent new unit bias because new unit prices are linked in so as not to affect the index level. Any difference in price not accounted for by a quality change is therefore not measured. The constant sample pricing technique has a downward bias because of aging bias. With the passing of time all the sample units become older and presumably of slightly lower quality. No adjustment is made for this in the U.S. However, because of the much larger weight attached to rent prices in Canada, the downward bias in rent prices will affect the All-Items Index in Canada to a greater degree.

Finally, the U.S. index includes some items of expenditure which are not included in the Canadian index or cannot be assigned to an equivalent Canadian group. These are listed in footnote ¹ in the table following and have a combined weight in the U.S. index of 2.43. The last group entitled Other Goods and Services includes items such as funeral expenses, legal services, bank service charges, and personal financing other than mortgages and auto financing. Because these are not included, the Canadian index fails to measure price changes on as wide a spectrum of items bought by consumers as the U.S. index.

WEIGHT COMPARISON OF CANADIAN AND UNITED STATES CONSUMER PRICE INDEXES

The following table presents a regrouping of the U.S. item weights to conform as closely as possible to the Canadian classifications. Although there may be some conceptual differences and differences in definitions, the results in the table should make a direct comparison of relative importance of items more meaningful.

Weighting Comparison in Consumer Price Indexes of Canada and the United States

	Canadian Index		United States Index	
<i>Food</i>	26.7		22.43	
Constant weights.....		13.0		12.34
Restaurant meals.....		3.1		3.75
Dairy products.....		3.1		2.55
Cereal products.....		3.2		2.45
Misc. groceries.....		3.6		3.59 ^a
Seasonal weights.....		13.7		10.09 ^b
<i>Housing</i>	32.2		32.85	
Shelter.....		17.9		19.77
Rent.....		8.8		5.50
Home ownership.....		9.1		14.27
Household operation.....		14.3		13.08
Fuel and lighting.....		4.4		3.88
Furniture.....		1.9		1.44
Appliances.....		2.2		1.36
Floor covering.....		0.5		0.48
Textiles.....		0.7		0.61
Utensils and equip.....		1.0		0.83
Supplies.....		1.5		1.55
Services.....		2.1		2.93 ^c

	Canadian Index		United States Index	
<i>Clothing</i>	11.3		10.63	
Men's wear.....		2.6		2.21
Women's wear.....		3.6		3.23
Children's wear.....		1.4		1.50 ^d
Footwear.....		1.6		1.51
Piece goods.....		0.4		0.71
Clothing services.....		1.2		1.47
Jewellery.....		0.5		—
<i>Transportation</i>	12.0		13.88	
Auto operation.....		10.2		12.64
Local transportation.....		1.3		0.92 ^e
Travel.....		0.5		0.32 ^f
<i>Health and Personal Care</i>	6.6 ^g		7.54	
Health care.....		4.4		4.79
Doctor.....			1.4	0.89 ^h
Dentist.....			0.7	0.86
Optical care.....			0.2	0.29
Prepaid Medicare.....			1.1	1.61
Pharmaceuticals.....			1.0	1.14
Personal care.....		2.2		2.75
Supplies.....			1.2	1.52
Services.....			1.0	1.23
<i>Recreation and Reading</i>	4.7		5.71	
Reading.....		1.1		1.35
Recreation.....		3.6		4.36
<i>Tobacco and Alcohol</i>	6.5		4.53	
Tobacco.....		2.6		1.89
Alcohol.....		3.9		2.64
Total.....	100.0		97.57 ⁱ	

^a Miscellaneous Groceries for U.S. index obtained by adding:

Sugar and sweets.....	0.64
Non-alcoholic beverages.....	1.01
Prepared and partially prepared food.....	1.15
Between-meal snacks.....	0.79

3.59

^b The items in this category are not necessarily seasonally adjusted. Seasonally Weighted Food Items for U.S. index obtained by adding:

Butter.....	0.25
Meats, poultry and fish.....	5.63
Fruits and vegetables.....	3.02
Eggs.....	0.64
Fats and Oils.....	0.55

10.09

^c Services

Telephone.....	1.38
Housekeeping.....	1.55

2.93

^d Children's wear	
Boys' apparel.....	0.65
Girls' apparel.....	0.85
	<hr/>
	1.50
^e Local transportation	
Local transit.....	0.78
Taxi.....	0.14
	<hr/>
	0.92
^f Travel	
Train.....	0.07
Plane.....	0.20
Intercity bus.....	0.05
	<hr/>
	0.32
^g Reduced to 4.0 by 1970	
^h Doctor	
House visit.....	0.12
Office visit.....	0.77
	<hr/>
	0.89

ⁱ Less than 100.0 because the following items in the U.S. index have no equivalent category in the Canadian index:

Hotels and Motels.....	0.38
Medical care	
Other priced items.....	0.55
Hospital services.....	0.36
College tuition.....	0.23
Other goods and services	
Miscellaneous.....	0.38
Personal expenditure.....	0.53
	<hr/>
	2.43

APPENDIX V

1969 EXPENDITURE SURVEYS

The Dominion Bureau of Statistics undertook two major expenditure surveys during 1969 for the purpose of revising the Consumer Price Index on new expenditure weights. The Food Expenditure Survey has been completed and some data are available for circulation. The Family Expenditure Survey has been completed and the data will probably be available in late 1971.

These surveys are national in scope and include rural as well as urban families. Like the two previous expenditure surveys in 1964 and 1967, there are no family and no income limitations imposed upon the samples drawn from the Labor Force Sample. A sample of about 14,000 households was taken for the food survey with a respondent maintaining a two-week food expenditure diary. The Family Expenditure Survey is based upon recall from about 22,000 households for the year 1969. These data will provide all of the information necessary to compute national weights for an index of consumer prices paid without income or family characteristic limitations, or without urbanization restrictions if that were desirable. In addition, it provides an unprecedented opportunity for segmenting population into subpopulation for weighting of special-category indexes.

BIBLIOGRAPHY

I. Dominion Bureau of Statistics Publications.

1. *National Accounts, Income and Expenditures*. 13-001 (Quarterly).
2. *National Accounts, Income and Expenditures*. 13-201 (Annual).
3. *National Accounts, Income and Expenditures, 1926-1956*. (Occasional) 1962.
4. *National Accounts, Income and Expenditures, 1926-1968*. (Occasional) Aug. 1969.
5. *Aggregate Productivity Trends, 1946-1968*. 14-201 (Annual) 1968.
6. *City Family Expenditures, 1957*. 62-517 (Occasional).
7. *Urban Family Expenditures, 1964*. 62-527 (Occasional).
8. *Income Distribution by Size in Canada, 1951*. 13-503 (Occasional).
9. *Income Distribution by Size in Canada, 1954*. 13-504 (Occasional).
10. *Income Distribution by Size in Canada, 1957*. 13-512 (Occasional).
11. *Income Distribution by Size in Canada, 1959*. 13-517 (Occasional).
12. *Income Distribution by Size in Canada, 1961*. 13-521 (Occasional).
13. *Income Distribution by Size in Canada, 1965*. 13-528 (Occasional).
14. *Department Store Sales and Stocks*. 63-002 (Monthly).
15. *Families by Size, 1956*. 93-504 (Census).
16. *Families by Size, 1961*. 93-514 (Census).
17. *Families by Size, 1966*. 93-614 (Census).
18. *Rural-Urban Distribution, 1956*. 92-507 (Census).
19. *Rural-Urban Distribution, 1961*. 92-536 (Census).
20. *Rural-Urban Distribution, 1966*. 92-608 (Census).
21. Jones, Constance M. "Price Indexes for Non-Residential and Engineering Construction," *Canadian Statistical Review*, 11-003, Jan. 1970.
22. Kemp, Katherine. "Developments in Price Statistics for New Residential Building Construction," *Canadian Statistical Review*, 11-003, July 1970.
23. Murty, P. S. K. "Revised Price Indexes of Construction Expenditures for GNE Deflation," *Canadian Statistical Review*, 11-003, Nov. 1970.

II. Journals and Miscellaneous Publications.

1. Asimakopulos, A. "Analysis of Canadian Consumer Expenditure Surveys," *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. XXXI, No. 2, May 1965.
2. Asimakopulos, A. "The Canadian Consumer Price Index," *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. XXIX, No. 3, Aug. 1963.
3. Asimakopulos, A. "The Canadian Consumer Price Index: A Rejoinder," *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. XXX, No. 2, May 1964.
4. Asimakopulos, A. *The Reliability of Selected Price Indexes as Measures of Price Trends*. Study done for the Porter Commission on Banking (1961).
5. Economic Council of Canada. *Prices, Productivity and Employment*, Third Annual Review, Nov. 1966.
6. Emery, B. J., and T. K. Rymes. "Price Indexes in a Social Accounting Framework," Paper delivered at the CPSA Conference on Statistics, Hamilton, June 1962.
7. Fox, Karl A. *Intermediate Economic Statistics*, Wiley Publications, New York, 1968.
8. Holmes, A. D. "The Consumer Price Index: A Reply," *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. XXX, No. 2, May 1964.
9. Hurwitz, Abner, "Constants and Compromise in the Consumer Price Index," *Journal of the American Statistical Association*, Dec. 1962.
10. International Labor Organization. *Technical Guide to Consumer Prices*, Geneva, 1969.
11. Jasze, George. "An Improved Way of Measuring Quality Change," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. XLIV, No. 3, Aug. 1962.
12. Liviatan, N. and D. Patinkin. "On the Economic Theory of Price Indexes," *Economic Development and Cultural Change*, April 1961.

13. Matuszewski, T. I. "A Note on Consumer Prices," *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. XXVI, No. 3, Aug. 1960.
14. Michigan State College, *Market Demand and Product Quality*, Report of the Marketing Research Workshop, 1951.
15. Mudgett, Bruce D. *Index Numbers*, Wiley Publications, New York, 1951.
16. National Bureau of Economic Research. *The Price Statistics of the Federal Government*, prepared by the Price Statistics Review Committee, 1961.
17. Ruggles, Richard. "Measuring the Cost of Quality," *Challenge*, Vol. 10, 1961.
18. Ulmer, Melville J. *The Economic Theory of Cost of Living Index Numbers*, Columbia University Press, New York, 1949.
19. United States Congress. *Government Price Statistics*, Hearings before the Subcommittee on Economic Statistics of the Joint Economic Committee, U.S. 89th Congress, 2nd Session, Washington, May 24–26, 1966.
20. United States Congress. *Inflation and the Price Indexes*, Materials submitted to the Subcommittee of Economic Statistics of the Joint Economic Committee, 89th Congress, 2nd Session, Washington, July 1966.
21. United States Congress. *The Federal Budget, Inflation and Full Employment*, Report of the Subcommittee on Fiscal Policy of the Joint Economic Committee, Washington, Nov. 1969.
22. United States Congress. *Hearings before the Subcommittee on Economic Statistics of the Joint Economic Committee*, Parts I and II, Washington, 1966.
23. United States Department of Labor. *The Consumer Price Index: History and Techniques*, Bureau of Labor Statistics Bulletin No. 1517, Washington.
24. United States Department of Labor. "Technical Note-Housing Costs in the Consumer Price Index," *Monthly Labor Review*, February 1956.
25. United States Department of Labor. "Technical Note-Housing Costs in the Consumer Price Index," *Monthly Labor Review*, April 1956.
26. Walters, Dorothy. *Canadian Growth Revisited, 1950–1967*, Staff Study No. 28, Economic Council of Canada, 1970.

12. Liviatan, N. and D. Patinkin. «On the Economic Theory of Price Indexes», *Economic Development and Cultural Change*, avril 1961.
13. Matuszewski, T. I. «A Note on Consumer Prices», *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. XXVI, No. 3, août 1960.
14. Michigan State College. *Market Demand and Product Quality*, Report of the Marketing Research Workshop, 1951.
15. Mudgette, Bruce D. *Index Numbers*, Wiley Publications, New-York, 1951.
16. National Bureau of Economic Research. *The Price Statistics of the Federal Government*, prepared by the Price Statistics Review Committee, 1961.
17. Rugles, Richard. «Measuring the Cost of Quality», *Challenge*, Vol. 10, 1961.
18. Ulmer, Melville J. *The Economic Theory of Cost of Living Index Numbers*, Columbia University Press, New-York, 1949.
19. United States Congress. *Government Price Statistics*, Hearing before the Subcommittee on Economic Statistics of the Joint Economic Committee, U.S. 89th Congress, 2nd Session, Washington, May 24-26, 1966.
20. United States Congress. *Inflation and the Price Indexes*, Materials submitted to the Subcommittee of Economic Statistics of the Joint Economic Committee, 89th Congress, 2nd Session, Washington, July 1966.
21. United States Congress. *The Federal Budget, Inflation and Full Employment*, Report of the Subcommittee on Fiscal Policy of the Joint Economic Committee, Washington, Nov. 1969.
22. United States Congress. *Hearings before the Subcommittee on Economic Statistics of the Joint Economic Committee*, Parts and II, Washington, 1966.
23. United States Department of Labor. *The Consumer Price Index: History and Techniques*, Bureau of Labor Statistics Bulletin No. 1517, Washington.
24. United States Department of Labor. «Technical Note—Housing Costs in the Consumer Price Index», *Monthly Labor Review*, février 1956.
25. United States Department of Labor. «Technical Note—Housing Costs in the Consumer Price Index», *Monthly Labor Review*, avril 1956.
26. Walters, Dorothy. *Canadian Growth Revisited, 1950-1967*, Staff Study No. 28, Economic Council of Canada, 1970.

BIBLIOGRAPHIE

- I. Publications du Bureau Fédéral de la Statistique.
 1. *Comptes Nationaux, revenus et dépenses*. 13-001 (Trimestriel).
 2. *Comptes Nationaux, revenus et dépenses*. 13-201 (Annuel).
 3. *Comptes Nationaux, revenus et dépenses*, 1926-1956. (Hors-Série) 1962.
 4. *Comptes Nationaux, revenus et dépenses*, 1926-1968. (Hors-Série) Août 1969.
 5. *Tendances de la productivité des agrégats*, 1946-1968. 14-201 (Annuel) 1968.
 6. *City Family Expenditure*, 1957. 62-517 (Hors-Série).
 7. *Urban Family Expenditure*, 1964. 62-527 (Hors-Série).
 8. *Income Distribution by Size in Canada*, 1951. 13-503 (Hors-Série).
 9. *Income Distribution by Size in Canada*, 1954. 13-504 (Hors-Série).
 10. *Income Distribution by Size in Canada*, 1957. 13-512 (Hors-Série).
 11. *Income Distribution by Size in Canada*, 1959. 13-517 (Hors-Série).
 12. *Income Distribution by Size in Canada*, 1961. 13-521 (Hors-Série).
 13. *Income Distribution by Size in Canada*, 1965. 13-528 (Hors-Série).
 14. *Ventes et stocks des grands magasins*. 63-002 (Mensuel).
 15. *Familles selon la taille*, 1956. 93-504 (Recensement).
 16. *Familles selon la taille*, 1961. 93-154 (Recensement).
 17. *Familles selon la taille*, 1966. 93-614 (Recensement).
 18. *Répartition rurale et urbaine*, 1956. 92-507 (Recensement).
 19. *Répartition rurale et urbaine*, 1961. 92-536 (Recensement).
 20. *Répartition rurale et urbaine*, 1966. 92-608 (Recensement).
 21. Jones, Constance M. «Indices des prix de la construction non domiciliaire», *Revue statistique du Canada*, 11-003, janvier 1970.
 22. Kemp, Katherine, «Evolution de la statistique des prix dans la construction des bâtiments résidentiels neufs», *Revue statistique du Canada*, 11-003, juillet 1970.
 23. Murty, P. S. K. «Révision des indices de prix de la construction en vue de dégonfler la dépense nationale brute», *Revue statistique du Canada*, 11-003, novembre 1970.
- II. Périodiques et Publications Diverses.
 1. Asimakopulos, A. «Analysis of Canadian Consumer Expenditure Surveys», *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. XXXI, No. 2, mai 1965.
 2. Asimakopulos, A. «The Canadian Consumer Price Index», *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. XXIX, No. 3, août 1963.
 3. Asimakopulos, A. «The Canadian Consumer Price Index: A Rejoinder», *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. XXX, No. 2, mai 1964.
 4. Asimakopulos, A. *The Reliability of Selected Price Indexes as Measures of Price Trends*. Study done for the Porter Commission on Banking (1961).
 5. Conseil économique du Canada. *Les prix, la production et l'emploi, Troisième exposé annuel*, novembre 1966.
 6. Emery, B. J., and T. K. Rymes. «Price Indexes in a Social Accounting Framework», Paper delivered at the CPSA Conference on Statistics, Hamilton, juin 1962.
 7. Fox, Karl A. *Intermediate Economic Statistics*, Wiley Publications, New-York, 1968.
 8. Holmes, A. D. «The Consumer Price Index: A Reply», *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. XXX, No. 2, mai 1964.
 9. Hurwitz, Abner. «Constants and Compromise in the Consumer Price Index», *Journal of the American Statistical Association*, décembre 1962.
 10. International Labor Organization. *Technical Guide to Consumer Prices*, Genève, 1969.
 11. Jasze, George. «An Improved Way of Measuring Quality Change», *The Review of Economics and Statistics*, Vol. XLIV, No. 3, août 1962.

ENQUÊTES DE 1969 SUR LES DÉPENSES

Le Bureau fédéral de la statistique a entrepris deux importantes enquêtes sur les dépenses en 1969, dans le but de réviser l'indice des prix à la consommation avec de nouveaux coefficients de pondération des dépenses. L'enquête sur les dépenses d'alimentation est achevée et certaines données sont disponibles. L'enquête sur les dépenses familiales est également achevée et les données seront probablement disponibles à la fin de l'année 1971.

Ces enquêtes ont une portée nationale et elles concernent aussi bien les ménages ruraux que les ménages urbains. À l'instar des deux enquêtes précédentes effectuées en 1964 et en 1967, on n'a pas imposé de limites quant à la taille des ménages ou au montant des revenus des groupes-échantillons. L'enquête sur l'alimentation a porté sur environ 14,000 ménages dont les dépenses alimentaires ont été inscrites, pendant deux semaines, dans un journal tenu par un responsable. L'enquête sur les dépenses des ménages porte sur environ vingt-deux mille ménages en 1969. Ces données fourniront toutes les informations nécessaires au calcul des coefficients de pondération nationaux pour l'établissement d'un indice des prix payés par le consommateur, quels que soient les niveaux de revenus, la taille des familles ou le degré d'urbanisation. De plus, ces données fournirissent une occasion sans précédent de segmenter la population en sous-populations pour établir la pondération d'indices de catégories spéciales.

¹ Voyages	
Train	0.07
Avion	0.20
Autobus interurbains	0.05
<hr/>	
² Réduit à 4.0 en 1970	
<hr/>	
³ Médecin	
Visite à domicile	0.12
Visite au cabinet	0.77
<hr/>	
0.89	
<hr/>	
¹ Moins de 100.0 car les articles suivants dans l'indice des États-Unis n'ont pas de catégorie équivalente dans l'indice canadien:	
Hôtels et motels	0.38
Soins médicaux	
Autres charges	0.55
Services hospitaliers	0.36
Frais de scolarité	0.23
Autres biens et services	
Divers	0.38
Dépenses personnelles	0.53
<hr/>	
2.43	

Indice canadien		Indice américain	
<i>Soins personnels et de santé</i>			
6.6 ^e	7.54	4.4	4.79
Soins médicaux			
Médecin	1.4		0.89 ^h
Dentiste	0.7		0.86
Opticien	0.2		0.29
Assurance médicale	1.1		1.61
Produits pharmaceutiques	1.0		1.14
Soins personnels	2.2		2.75
Fournitures	1.2		1.52
Services	1.0		1.23
<i>Loisirs et Lectures</i>	4.7	5.71	
Lectures	1.1		1.35
Loisirs	3.6		4.36
<i>Tabac et Alcool</i>	6.5	4.53	
Tabac	2.6		1.89
Alcool	3.9		2.64
Total	100.0	97.57 ⁱ	
^a Ces denrées diverses pour l'indice américain sont obtenus en rajoutant:			
Sucre et bonbons	0.64		
Boissons non alcoolisées	1.01		
Aliments cuisinés et semi-cuisinés	1.15		
Collations	0.79		
^b Les articles de cette catégorie ne sont pas nécessairement désaisonnalisés. Les articles alimentaires à pondération saisonnière pour les Etats-Unis sont obtenus en ajoutant:			
Beurre	0.25		
Viandes, volailles, poissons	5.63		
Fruits et légumes	3.02		
Oeufs	0.64		
Huiles et matières grasses	0.55		
Services	10.09		
Téléphone	1.38		
Entretien du ménage	1.55		
Vêtements pour enfants	2.93		
Vêtements pour garçons	0.65		
Vêtements pour filles	0.85		
Transports locaux	1.50		
Déplacements locaux	0.78		
Taxi	0.14		
	0.92		

comprend des articles tels que frais funéraires, services légaux, frais bancaires et financement personnel autre que l'hypothèque ou l'autofinancement. Etant donné que ceux-ci ne sont pas inclus, l'indice canadien ne parvient pas à mesurer les changements de prix sur une aussi grande variété d'articles que dans l'indice américain.

COMPARAISON DE LA PONDERATION DANS LES INDICES DE PRIX
A LA CONSOMMATION AU CANADA ET AUX ETATS-UNIS

Le tableau qui suit présente un regroupement des coefficients de pondération des articles américains destinés à se rapprocher aussi près que possible des classifications canadiennes. Quoiqu'il puisse y avoir certaines différences de principe ainsi que des différences dans les définitions, les résultats du tableau devraient fournir une comparaison directe de l'importance relative d'articles plus significatifs.

Pondération des indices de prix à la consommation au Canada et aux Etats-Unis

	Indice canadien		Indice américain	
<i>Alimentation</i>	26.7	13.0	22.43	12.34
Pondération constante.....		3.1		3.75
Repas consommés au restaurant.....		3.1		2.55
Produits laitiers.....		3.2		2.45
Produits céréaliers.....		3.6		3.59 ^a
Denrées diverses.....	13.7		10.09 ^b	
Pondération saisonnière.....				
<i>Habitation</i>	32.2	17.9	32.85	19.77
Logement.....		8.8		5.50
Loyer.....		9.1		14.27
Frais de possession d'une maison.....		14.3		13.08
Entretien du ménage.....		4.4		3.88
Combustible et éclairage.....		1.9		1.44
Meubles.....		2.2		1.36
Appareils électro-ménagers.....		0.5		0.48
Revêtement du sol.....		0.7		0.61
Textiles.....		1.0		0.83
Ustensiles et accessoires.....		1.5		1.55
Fournitures.....		2.1		2.93 ^c
<i>Habillelement</i>	11.3	2.6	10.63	2.21
Vêtements pour hommes.....		3.6		3.23
Vêtements pour femmes.....		1.4		1.50 ^d
Vêtements pour enfants.....		1.6		1.51
Chaussures.....		0.4		0.71
Tissus à la pièce.....		1.2		1.47
Entretien des vêtements.....		0.5		—
Joaillerie.....				
<i>Transports</i>	12.0	10.2	13.88	12.64
Frais d'automobile.....		1.3		0.92 ^e
Transports locaux.....		0.5		0.32 ^f
Voyages.....				

La catégorie «habitation» des indices américain et canadien renferme essentiellement les mêmes dépenses. Cependant, plusieurs différences importantes de principes et de méthodes dans l'établissement du sous-groupe «fraîs de possession d'une maison» résultent en une différence notable de pondération des articles faisant partie de la catégorie. L'indice canadien fonde sa pondération des «maisons neuves» sur une dépréciation annuelle basée sur le coût de remplacement du logement possédé par le groupe-témoin. Ceci donne un coefficient de pondération de 2,9 pour les achats de maisons neuves. Les prix sont imputés sur la base des coûts des matériaux et de la main-d'œuvre. Ceci n'est pas compatible avec le concept de prix d'achat employé dans le calcul des autres éléments de l'indice. De plus, la valeur du terrain sur lequel la maison est située est exclue, car il représente un investissement de capital et non une dépense.

La pondération des maisons neuves dans l'indice américain tient compte des dépenses moyennes des ménages du groupe-témoin qui résultent de l'estimation du prix moyen payé, de la valeur moyenne d'achat estimée et du niveau de la propriété. La pondération totale de l'indice se compose des dépenses brutes pour des achats effectués pour la première fois plus les dépenses nettes pour les achats suivants telles qu'elles sont obtenues à partir de «l'enquête complète sur les logements» qui rend compte aussi de l'acquisition du terrain et de l'appréciation du capital sur les logements possédés. Cette différence de traitement explique au moins en partie la différence de 3,9 qu'il y a dans les coefficients de pondération des achats de maisons. Le coefficient de pondération de la dépense pour les «hypothèques» dans l'indice américain a été obtenu en faisant le produit de deux facteurs: le montant moyen des intérêts dus pendant l'année de l'enquête, calculé sur la moitié de la durée moyenne (à cause de la négociation des hypothèques) et le pourcentage des propriétaires qui ont obtenu des hypothèques. Le prix retenu pour établir la valeur des hypothèques est le taux courant des hypothèques nouvelles. Au Canada, les coefficients de pondération de l'intérêt hypothécaire ont été déterminés de façon à se conformer à la méthode de «remplacement des maisons», une estimation des taux d'intérêts moyens payés sur les hypothèques en cours étant faite. À cause de l'accroissement rapide des taux d'intérêt hypothécaire depuis 1966, les différentes techniques de fixation des prix auront pour résultat un accroissement moins rapide de l'élément hypothèque dans l'IPC canadien que dans celui des États-Unis, et l'indice canadien sera moins sensible aux changements des taux d'intérêt.

Les impôts sur les biens immeubles ont un coefficient de pondération plus élevé au Canada qu'aux États-Unis (2,2 contre 1,72). Cette différence peut être en partie imputable aux différences de structure des impôts en vigueur dans les deux pays. Cependant, il y a aussi une différence dans les méthodes de fixation de prix qui peuvent affecter les niveaux des indices globaux. Aux États-Unis, les changements dans les montants d'impôts sont fondés sur une comparaison des impôts annuels totaux payés pendant un certain nombre d'années successives, par un échantillon de population donné. Certains ajustements sont faits pour tenir compte des variations des impôts dues à des évaluations spéciales ou à un changement apporté à la propriété. Au Canada, les variations d'impôts sont calculées à partir de taux millième avec des ajustements pour les changements d'évaluation.

Dans l'IPC canadien, les prix des loyers ont un coefficient de pondération de 8,8; celui des États-Unis n'est que de 5,5. Cette différence est probablement due en grande partie aux niveaux de revenus plus élevés aux États-Unis et au taux par conséquent plus élevé des logements possédés, par rapport aux logements loués. Les techniques d'évaluation diffèrent, le Canada procédant par rotation partielle du groupe échantilloné, alors qu'aux États-Unis, on relève les prix chez le même groupe-échantillon. Cependant, chacune de ces deux méthodes tend à sous-évaluer la dépense. Dans le système canadien, la tendance à la sous-évaluation tient au fait qu'il n'est tenu compte des variations de prix que dans le mesure où elles résultent d'un changement de qualité. Il en est de même dans le système américain à échantillon constant, à cause du vieillissement: avec le temps, tous les logements de l'échantillon vieillissent et leur qualité baisse vraisemblablement. Aux États-Unis, aucun ajustement n'est fait pour cela. Cependant, au Canada, du fait du coefficient de pondération bien plus important attaché au prix des loyers, la tendance à sous-évaluer le prix des loyers affectera plus fortement l'indice général.

Finalement, l'indice américain inclut certains articles de dépenses qui ne sont pas compris dans l'indice canadien ou qui ne peuvent pas être assignés à un groupe canadien équivalent. Ceux-ci sont énumérés dans le renvoi i) du tableau suivant et ont un coefficient de pondération combiné de 2,43 dans l'indice américain. Le dernier groupe nommé «autres biens et services»

raison de cet écart, bien que le coefficient de pondération canadien pour tous les transports publics (transports locaux plus voyage, dans le tableau qui suit) soit supérieur à celui des Etats-Unis de 0,56. Ainsi, le coefficient de pondération des «transports privés» aux Etats-Unis est supérieur de 2,44 à cause, en partie, de l'introduction dans l'indice américain des frais de voiture (coefficient de pondération : 0,63) et des frais de stationnement (coefficient : 0,18), ni l'un ni l'autre n'étant inclus dans l'indice canadien. Le coefficient de pondération de «l'essence» et celui des «assurances automobiles» sont respectivement plus élevés de 0,45 et de 0,52 aux Etats-Unis qu'au Canada. Il convient de noter qu'en dépit du fait que l'indice américain comprend les achats d'automobiles à la fois neuves et d'occasion, alors que l'indice canadien ne tient compte que des achats d'automobiles neuves, les coefficients de pondération de l'achat d'automobiles sont les mêmes dans les deux indices. On peut donc conclure que pour la catégorie des «transports», la principale différence vient de ce que le coefficient de pondération des coûts d'entretien des automobiles est beaucoup plus élevé aux Etats-Unis.

Au Canada, l'élément «santé» de l'IPC ne comprend pas les services rendus dans le cadre des plans obligatoires de soins médicaux et d'hospitalisation parce qu'ils ne sont plus ni directement ni entièrement payés par le patient. En conséquence, le coefficient de pondération de la «santé» a été réduit, accroissant de ce fait l'importance relative des coefficients de pondération de tous les autres articles. Il en résulte que dans le calcul de l'indice canadien, celui de 1970, par exemple, la catégorie «santé et soins personnels» est dotée d'un coefficient de pondération de 4,0 seulement alors qu'il est de 7,54 dans l'indice américain. Aux Etats-Unis, on estime qu'en dépit du fait que les consommateurs ne payent pas directement les services de santé, ces services représentent un coût réel qui devrait être reflété par l'IPC. Par conséquent, les coûts d'assurance-maladie sont représentés par les prix des services hospitaliers et professionnels et autres prestations couvertes par l'assurance, retenues salariales, et les frais généraux associés à ces plans médicaux sont inclus. La différence de traitement reflète en grande partie les différences entre les programmes médicaux et de santé des deux pays, ce qui rend difficile une comparaison directe des deux éléments. Etant donné que les prix des services de santé ont augmenté rapidement, les coefficients de pondération américains plus élevés devraient provoquer des accroissements plus importants de l'indice, même si les honoraires des médecins, les prix des soins hospitaliers et autres services de santé variaient dans des proportions identiques dans les deux pays.

Dans la catégorie «lecture et loisirs», la différence entre les coefficients de pondération (5,7 dans l'indice américain contre 4,7 dans l'indice canadien) est partiellement due aux niveaux de revenus plus élevés des Etats-Unis.

Le coefficient de pondération canadien, pour le groupe des «boissons alcoolisées», est considérablement supérieur à celui correspondant aux dépenses révélées par l'enquête de 1957 (3,9 contre 1,8). On ne dispose pas d'information publiée sur la manière dont s'est fait le rajustement. Aux Etats-Unis, la pondération des «boissons alcoolisées» obtenue à partir des dépenses moyennes rapportées par l'enquête sur les dépenses de consommation a été augmentée pour tenir compte de la tendance des consommateurs à sous-estimer la consommation de ces denrées. Les estimations des dépenses de consommation effectuées à partir des comptes nationaux indiquent des rapports entre les dépenses véritables et celles qui sont relevées, variant de 1,5 à 2,25. Etant donné que les comptes nationaux ne rendent pas nécessairement compte des dépenses faites par le groupe-témoin, on n'a fait qu'un ajustement partiel. On a supposé que la consommation véritable se situait approximativement à mi-chemin entre celle révélée par les enquêtes sur les dépenses de consommation et celle inscrite dans les comptes nationaux.

LE RELEVÉ DES PRIX

Depuis 1964, date de la révision de l'indice américain, on procède à un relevé mensuel des prix de tous les articles dans seulement cinq des plus grandes villes des Etats-Unis. Les prix des produits alimentaires et des combustibles sont relevés mensuellement dans toutes les villes. Le relevé des prix alimentaires est effectué au cours de visites personnelles le mardi, le mercredi et le jeudi d'une semaine précise, précédant habituellement le quinzième jour du mois. Au cours d'une même semaine, on relève les prix pendant trois jours, pour tenir compte des variations quotidiennes : les soldes de fin de semaine par exemple. Au Canada, les prix pratiqués par les chaînes de magasins alimentaires sont relevés le premier vendredi de chaque mois et les prix des produits d'alimentation indépendants sont relevés les cinq derniers jours ouvrables du mois. Il est douteux que la différence de choix du moment pour relever les prix produise des différences importantes dans les mouvements des indices dans le temps, quoique le mouvement pour un mois particulier puisse en être affecté.

«panier constant». Le Canada a suivi très étroitement ce système d'évaluation sur la base d'un panier constant. La révision de l'indice des prix à la consommation par le Bureau of Labour Statistics, datant de 1964, a modifié le principe d'une pondération rigide selon les coefficients invariables, afin de réduire certaines difficultés inhérentes à l'application d'un tel principe. On a désigné cinquante-deux «classes de dépenses» auxquelles on a attribué des coefficients de pondération relatifs, qui demeurent constants tant qu'ils n'auront pas fait l'objet d'une nouvelle révision; cependant, à l'intérieur de chaque classe de dépenses, les coefficients de pondération des articles sont considérés comme variables:

«... les postes de dépenses qui définissent des catégories de l'échantillon ont été déterminés en groupant principalement les articles qui servent d'une façon générale des besoins humains de même nature: par exemple, meubles, combustibles et services d'utilité publique, vêtements d'hommes et vêtements de femmes, etc. Dans l'indice actuel, le niveau et les habitudes de vie servant de référence, sont ceux de l'année de base (1960-61) découlant de la proportion des dépenses affectée aux différentes catégories de biens et de services effectivement consommés alors¹.

Cette méthode est élaborée pour permettre une introduction plus rapide de nouveaux produits et services, et pour permettre de modifier la pondération des articles d'une catégorie de dépenses si certaines enquêtes indiquent que la structure des dépenses a varié de manière significative. Lorsque les coefficients de pondération des articles sont révisés à l'intérieur d'une même catégorie de dépenses, on découvre que les nouvelles valeurs sont raccordées, afin que le niveau de l'indice ne soit pas affecté par le changement. La mise en œuvre d'une telle méthode semble s'inscrire dans le sens des thèses proposées par le NBFR, en faveur de méthodes de pondération plus souples, et elle semble permettre de s'orienter vers une méthode d'indice d'utilité constante.

A chaque article compris dans un indice est attribué un coefficient de pondération qui représente l'importance relative de cet article dans le budget du groupe-témoin. Ce coefficient de pondération détermine l'influence qu'aura un changement de prix de cet article sur le mouvement de l'indice. Il est donc probable, si l'on compare les mouvements des prix canadiens et américains mesurés par leurs indices des prix à la consommation respectifs, qu'un changement de prix identique d'un même article, dans les deux pays, se répercutera différemment sur les indices globaux à cause de l'importance relative que cet article revêt dans le calcul de chacun des indices. Dans certains cas, ces différences entre coefficients de pondération tiennent à des différences de niveaux de vie et dans d'autres cas il s'agit de différences conceptuelles dans l'établissement des indices.

«L'alimentation» forme la catégorie la plus importante tant dans l'indice canadien que dans l'indice américain, quoiqu'elle constitue une plus grande proportion du «panier» total de biens et de services au Canada qu'aux États-Unis². Cette différence s'explique en partie du fait que la composition du «panier» américain a été établie à partir d'enquêtes sur les dépenses datant de 1960 et 1961; au Canada, les enquêtes sont de 1957. Étant donné que la proportion de revenu global destinée aux dépenses alimentaires décroît au fur et à mesure que les revenus augmentent, l'écart entre les périodes de base (plus récente aux États-Unis) pourrait expliquer une partie de la différence entre les deux coefficients de pondération de la catégorie «alimentation». Le niveau des revenus, plus élevé en valeur absolue aux États-Unis, peut aussi expliquer l'écart entre les coefficients de pondération américain et canadien. Dans la mesure où l'«alimentation» est moins fortement pondérée aux États-Unis, certaines des autres catégories de l'indice auront des coefficients de pondération plus élevés.

La catégorie «logement», à cause des différences importantes dans les principes et la méthode présidant au calcul des indices canadien et américain en ce qui concerne à la fois les coefficients de pondération et la fixation des prix, sera abordée séparément pour chacun des deux pays.

La catégorie «habillement» est dotée de coefficients de pondération pratiquement égaux dans l'indice canadien et dans l'indice américain. La composition de la catégorie est tout à fait semblable sauf qu'il n'est pas précisé si dans cette catégorie on inclut la joaillerie aux États-Unis.

La catégorie «transports» est affectée d'un coefficient de pondération plus élevé dans l'indice américain que dans l'indice canadien (13,88 contre 12,0). Étant donné que les ventilations des dépenses de transports privés sont différentes, il est difficile d'indiquer exactement la

¹ Bureau of Labour Statistics, *The Consumer Price Index: History and Techniques*, Bulletin No. 1517, p. 23.

² Voir tableau à la fin de l'annexe D.

DIFFÉRENCES ENTRE L'INDICE DES PRIX À LA CONSOMMATION DES ÉTATS-UNIS ET L'INDICE DES PRIX À LA CONSOMMATION DU CANADA

Aux États-Unis comme au Canada, le calcul d'indices des prix à la consommation sert un même but : mesurer les variations de prix qui affectent un groupe particulier de consommateurs. D'un pays à l'autre toutefois, on constate certaines différences dans l'établissement de l'IPC. Ainsi la disparité des groupes de population (groupes-témoins) échantillonnés respectivement aux États-Unis et au Canada influe sur les cadres d'échantillonnage des produits et, par voie de conséquence, sur les prix échantillonnés. Il existe en outre plusieurs différences d'ordre métho-

LES GROUPES-TÉMOINS

D'une manière spécifique, le groupe-témoin canadien est composé de ménages de deux (deux adultes) à six personnes (deux adultes et quatre enfants) vivant dans des agglomérations de plus de trente mille habitants et dont le revenu annuel en 1957 oscillait entre 2,500 et 7,000 dollars. Le pendant américain est composé de ménages de salariés et d'employés de bureau. Bien que l'IPC américain ait en principe une portée nationale, les groupes-témoins ont été pris dans cinquante centres urbains seulement. Cependant, dans la pratique, les deux indices portent sur des grands centres urbains. Avant 1963, le groupe-témoin qui a servi au calcul de l'IPC des États-Unis avait un revenu annuel maximum de 10,000 dollars. Dans la révision effectuée en 1963, on a considéré comme inutile la fixation d'un tel plafond dans la mesure où un certain nombre de contingences permettait de s'assurer que le maximum de 10,000 dollars ne serait pas dépassé. Durant la majeure partie de la période allant de 1953 à 1963, alors qu'aux États-Unis, le niveau maximum de revenu pris en considération pour l'établissement de l'IPC était de 10,000 dollars, le plafond concernant l'indice canadien était de 4,050 dollars (en dollars de 1949). Ce fait, ajouté à celui de l'absence d'un niveau minimum de revenu pour le calcul de l'indice des États-Unis indique que ce dernier est établi sur une base considérablement plus large pour ce qui est des niveaux de revenus. Il n'existe pas de limites supérieures ou inférieures à la dimension de ménages représentatifs de l'IPC américain, ce qui a pour effet d'élargir encore davantage sa base, comparativement à celle de l'indice canadien. La base plus large du cadre d'échantillonnage des États-Unis rend l'indice applicable à un plus large éventail de la population. Les données, fournies antérieurement dans la présente étude, permettent de considérer l'indice des États-Unis comme étant représentatif d'environ 40 pour cent des consommateurs, alors que l'indice canadien représente moins de 25 pour cent de la population.

COEFFICIENTS DE PONDERATION DES DÉPENSES

Tant aux États-Unis qu'au Canada, l'indice englobe des prix pondérés par des coefficients obtenus à partir d'enquêtes sur les dépenses de consommation effectuées par leurs groupes-témoins respectifs. Au Canada, comme aux États-Unis, les coefficients de pondération des dépenses comprennent tous les impôts directement associés à une dépense, y compris les taxes de vente et d'accise, les droits d'enregistrement, les taxes foncières, etc. Les ventes de biens de consommation durables effectuées par le groupe-témoin sont déduites de leurs achats de biens durables neufs dans les deux indices, afin d'obtenir des coefficients de pondération qui correspondent aux véritables dépenses monétaires nettes. Pour ce qui est de la pondération et de la fixation des prix, une transaction est considérée achevée lorsque l'obligation est contractée. L'indice américain inclut l'intérêt payé dans les cas d'achat à tempérament. Sauf dans le cas des hypothèques de maison, l'indice canadien ne tient pas compte de l'intérêt payé par les consommateurs. Ceci constitue une source de divergence possible entre les deux indices, spécialement lorsque l'on sait que l'utilisation du crédit à la consommation a augmenté au cours des dix dernières années.

Les indices des prix à la consommation, canadien et américain, utilisent tous les deux, pour leur calcul respectif, une formule à pondération fixe de type Laspeyres, c'est-à-dire une formule

*Préparée par Alvin P. Stoesz, assistant de recherches sur ce projet.

Année

1968	Janv.....	117,83	117,88	117,94	118,42	119,21	118,51	120,39
	Fév.....	117,92	117,99	118,01	118,58	119,44	118,65	120,82
	Mars.....	118,23	118,32	118,31	118,94	119,34	118,99	121,30
	Avril.....	119,00	119,13	119,01	119,84	120,85	119,79	122,37
	Mai.....	118,99	119,14	118,95	119,89	120,96	119,85	122,72
	Jun.....	119,37	119,53	119,31	120,30	121,40	120,18	123,07
	Juil.....	120,03	120,16	119,94	120,90	121,91	120,86	123,39
	Août.....	120,41	120,54	120,31	121,29	122,30	120,99	123,21
	Sept.....	120,73	120,85	120,60	121,39	122,38	121,38	123,42
	Oct.....	120,97	121,04	120,81	121,42	122,30	121,56	123,50
	Nov.....	121,54	121,60	121,34	122,00	122,88	122,18	123,92
	Déc.....	121,90	121,97	121,69	122,38	123,26	122,43	124,15

1969	Janv.....	122,19	122,30	122,31	122,90	124,10	122,83	125,42
	Fév.....	122,23	122,37	122,31	123,02	124,31	122,90	125,61
	Mars.....	122,73	122,87	122,74	123,55	124,84	123,37	126,08
	Avril.....	124,11	124,24	124,03	124,83	126,09	125,05	127,59
	Mai.....	124,42	124,55	124,25	125,17	126,45	125,33	127,98
	Jun.....	125,43	125,57	125,22	126,22	127,51	126,24	129,11
	Juil.....	125,92	126,09	125,72	126,69	128,07	126,71	129,50
	Août.....	126,48	126,67	126,27	127,34	128,80	127,27	129,87
	Sept.....	126,15	126,38	125,95	127,10	128,65	127,00	129,90
	Oct.....	126,36	126,60	126,17	127,24	128,82	127,30	130,37
	Nov.....	126,96	127,20	126,75	127,86	129,45	127,81	130,82
	Déc.....	127,52	127,77	127,22	128,45	130,06	128,38	131,34

1970	Janv.....	127,73	127,98	127,75	128,56	130,19	128,65	131,85
	Fév.....	128,28	128,57	128,26	129,23	130,95	129,21	132,67
	Mars.....	128,39	128,67	128,31	129,31	131,01	129,39	132,76
	Avril.....	129,11	129,40	129,01	129,95	131,68	130,28	133,59
	Mai.....	129,05	129,33	128,87	129,87	131,59	130,18	133,47
	Jun.....	129,36	129,64	129,18	130,16	131,86	130,41	133,84
	Juil.....	129,85	130,09	129,64	130,43	132,04	130,92	133,87
	Août.....	130,18	130,39	129,96	130,70	132,23	131,29	133,74
	Sept.....	129,91	130,13	129,66	130,44	132,00	131,04	133,36
	Oct.....	130,04	130,24	129,73	130,38	131,89	131,17	133,48
	Nov.....	—	—	—	—	—	—	—
	Déc.....	—	—	—	—	—	—	—

- (1) Indice «repère» adopté parce que l'IPC ne peut pas être exactement reproduit à partir des coefficients de pondération et des prix publiés.
- (2) On a intégré le crédit à la consommation avec une pondération de 1,2. Les séries de prix correspondent aux variations du taux hypothécaire moyen de la SCHL.
- (3) On a doublé la pondération des maisons neuves. Les séries de prix correspondent à l'indice des prix des maisons tenant compte du profit et de la productivité.
- (4) On a multiplié la pondération de l'intérêt hypothécaire et les séries de prix correspondant à l'indice de l'intérêt hypothécaire de la SCHL, par l'indice des prix des maisons ajusté (au profit et à la productivité).
- (5) Identique à (4) avec le coefficient de pondération de l'intérêt hypothécaire doublé.
- (6) Coefficients de pondération des loyers publiés avec une série de prix calculés en diminuant l'indice des loyers publiés de 2 pour cent par an du fait de l'accroissement de qualité.
- (7) Inclut tous les changements apportés dans (2), (3), (5) et (6) ci-dessus.

ANNEXE C (suite)

Année	1	2	3	4	5	6	7
1964	Janv.....	103.78	103.65	103.80	103.52	103.33	103.85
	Fév.....	103.94	103.81	103.96	103.69	103.49	104.02
	Mars.....	104.10	103.97	104.09	103.85	103.65	104.18
	Avril.....	104.33	104.20	104.31	104.08	103.87	104.41
	Mai.....	104.32	104.19	104.23	104.07	103.86	104.38
	Juin.....	104.63	104.50	104.52	104.38	104.16	104.65
	Juil.....	105.28	105.14	105.13	104.98	104.75	105.20
	Août.....	105.21	105.07	105.08	104.92	104.69	105.21
	Sept.....	104.79	104.65	104.66	104.49	104.27	104.86
	Oct.....	104.75	104.61	104.62	104.46	104.24	104.95
	Nov.....	105.15	105.00	104.98	104.85	104.62	105.39
	Déc.....	105.71	105.55	105.54	105.41	105.17	105.95
1965	Janv.....	105.78	105.63	105.90	105.56	105.43	105.99
	Fév.....	105.96	105.80	106.03	105.74	105.61	106.23
	Mars.....	106.08	105.93	106.15	105.87	105.73	106.43
	Avril.....	106.34	106.18	106.37	106.12	105.98	106.71
	Mai.....	107.78	106.61	106.79	106.56	106.41	107.21
	Juin.....	107.49	107.31	107.48	107.27	107.10	107.82
	Juil.....	107.88	107.71	107.85	107.61	107.43	108.24
	Août.....	107.70	107.53	107.67	107.43	107.26	108.03
	Sept.....	107.60	107.42	107.56	107.32	107.15	107.96
	Oct.....	107.71	107.54	107.66	107.44	107.27	108.10
	Nov.....	108.45	108.27	108.36	108.18	107.99	108.88
	Déc.....	108.87	108.68	108.76	108.60	108.40	109.33
1966	Janv.....	109.15	109.05	109.39	109.19	109.33	109.56
	Fév.....	109.80	109.69	110.02	109.83	109.96	110.19
	Mars.....	110.13	110.02	110.34	110.17	110.29	110.53
	Avril.....	110.68	110.56	110.87	110.71	110.82	111.14
	Mai.....	110.91	110.78	111.06	110.94	111.04	111.43
	Juin.....	111.08	110.95	111.22	111.11	111.21	111.52
	Juil.....	111.55	111.42	111.67	111.52	111.61	111.89
	Août.....	111.99	111.85	112.06	111.96	112.04	112.41
	Sept.....	112.16	112.03	112.24	112.14	112.21	112.68
	Oct.....	112.31	112.17	112.34	112.28	112.35	112.88
	Nov.....	112.48	112.42	112.49	112.66	112.93	113.10
	Déc.....	112.70	112.64	112.70	112.88	113.14	113.35
1967	Janv.....	112.82	112.76	113.23	113.13	113.58	113.47
	Fév.....	112.97	112.91	113.37	113.29	113.73	113.59
	Mars.....	113.26	113.19	113.62	113.57	114.01	113.90
	Avril.....	114.13	114.01	114.36	114.33	114.64	115.04
	Mai.....	114.29	114.17	114.49	114.49	114.79	115.04
	Juin.....	114.83	114.71	115.01	115.04	115.32	115.46
	Juil.....	115.89	115.80	116.03	116.11	116.48	116.47
	Août.....	116.54	116.44	116.64	116.76	117.12	117.17
	Sept.....	116.34	116.24	116.44	116.56	116.92	117.00
	Oct.....	116.26	116.25	116.31	116.72	117.32	116.92
	Nov.....	116.55	116.57	116.58	117.08	117.74	117.23
	Déc.....	117.11	117.12	117.11	117.63	118.26	117.87

EFFETS DES CHANGEMENTS PRÉCIS DE MÉTHODES SUR L'INDICE PONDÉRÉ DES PRIX À LA CONSOMMATION^a

Année							
1961							
Janv.....	100.02	100.02	100.02	100.03	99.95	100.02	99.95
Fév.....	99.90	99.91	99.91	99.91	99.83	99.92	99.83
Mars.....	99.93	99.94	99.94	99.94	99.86	99.93	99.88
Avril.....	99.94	99.95	99.95	99.96	99.87	99.95	99.92
Mai.....	99.81	99.82	99.82	99.83	99.75	99.77	99.75
Juin.....	99.80	99.81	99.81	99.82	99.74	99.82	100.01
Juil.....	99.82	99.82	99.81	99.83	99.75	99.78	99.94
Août.....	99.94	99.95	99.93	99.95	99.87	99.92	99.88
Sept.....	99.95	99.96	99.95	99.97	99.88	99.97	100.11
Oct.....	100.03	100.03	100.02	100.04	99.95	100.02	100.24
Nov.....	100.34	100.30	100.33	100.27	100.09	100.36	100.17
Déc.....	100.53	100.49	100.51	100.46	100.28	100.52	100.25
1962							
Janv.....	100.36	100.32	100.31	100.28	100.10	100.34	100.06
Fév.....	100.44	100.39	100.38	100.36	100.18	100.38	100.12
Mars.....	100.37	100.33	100.32	100.30	100.12	100.32	100.20
Avril.....	100.84	100.79	100.76	100.76	100.57	100.80	100.59
Mai.....	100.68	100.64	100.60	100.50	100.32	100.71	100.46
Juin.....	100.99	100.94	100.88	100.81	100.61	100.97	100.84
Juil.....	101.40	101.34	101.27	101.18	190.98	101.42	101.11
Août.....	101.69	101.63	101.55	101.47	101.26	101.65	101.22
Sept.....	101.41	101.36	101.28	101.20	100.99	101.41	101.14
Oct.....	101.81	101.75	101.66	101.59	101.38	101.87	101.71
Nov.....	102.03	101.97	101.88	101.81	101.60	102.08	101.35
Déc.....	102.03	101.97	101.87	101.81	101.60	102.13	101.69
1963							
Janv.....	102.18	102.12	102.13	101.98	101.81	102.31	102.02
Fév.....	102.30	102.24	102.25	102.11	101.93	102.45	102.13
Mars.....	102.33	102.26	102.27	102.13	101.96	102.51	102.24
Avril.....	102.36	102.29	102.29	102.16	101.98	102.36	102.20
Mai.....	102.39	102.33	102.31	102.20	102.02	102.46	102.40
Juin.....	102.72	102.61	102.64	102.43	102.16	102.79	102.66
Juil.....	103.20	103.08	103.08	102.88	102.60	103.18	102.71
Août.....	103.44	103.32	103.25	103.12	102.83	103.44	102.89
Sept.....	103.17	103.05	102.99	102.85	102.57	103.30	102.74
Oct.....	103.32	103.20	103.12	103.00	102.71	103.44	103.00
Nov.....	103.59	103.47	103.38	103.27	102.98	103.75	103.22
Déc.....	103.78	103.65	103.55	103.46	103.16	103.92	103.31

^aVoir les notes à la fin du tableau pour une description des changements apportés dans les coefficients de pondération et des prix.

ANNEXE B (suite)

Année	Soins et de personnels	Soins de Santé	Soins personnels	Lectures et loisirs	Tabac et Alcool	Alcool
1968						
Janv.....	124.0	123.4	124.9	116.0	118.6	116.1
Fév.....	124.7	124.3	125.1	116.6	118.8	116.5
Mars.....	124.6	124.3	125.0	117.2	120.9	116.5
Avril.....	126.3	127.4	124.6	116.9	123.0	118.1
Mai.....	126.9	127.5	126.1	118.6	123.3	118.1
Juin.....	127.0	127.5	126.2	118.7	123.3	118.1
Juil.....	127.7	128.5	126.7	118.7	123.3	118.1
Août.....	127.9	128.6	126.8	119.0	123.4	118.1
Sept.....	128.3	128.6	127.8	119.7	123.4	118.1
Oct.....	128.6	129.2	127.7	120.3	123.4	118.1
Nov.....	129.1	129.2	129.0	122.4	123.3	118.1
Déc.....	129.1	129.2	128.9	122.5	123.3	118.1
1969						
Janv.....	129.2	129.2	129.1	123.0	123.3	118.1
Fév.....	129.4	129.3	129.5	123.4	123.7	119.1
Mars.....	129.2	129.3	129.2	123.7	123.7	119.1
Avril.....	133.6	135.9	130.1	123.8	127.5	122.2
Mai.....	134.1	136.0	131.2	126.2	127.9	122.2
Jun.....	134.1	136.0	131.4	126.3	127.9	122.2
Juil.....	134.1	136.0	131.4	126.1	128.5	122.2
Août.....	134.2	136.1	131.4	126.4	128.7	122.2
Sept.....	135.0	136.1	133.4	126.6	128.7	122.2
Oct.....	136.0	137.9	133.2	126.8	128.7	122.2
Nov.....	136.2	137.9	133.8	127.2	128.6	122.2
Déc.....	136.5	137.9	134.5	127.0	128.6	122.2
1970						
Janv.....	136.6	137.9	134.9	126.9	128.7	122.4
Fév.....	137.3	138.0	136.3	127.4	128.8	122.4
Mars.....	137.3	138.0	136.3	128.1	128.8	122.4
Avril.....	138.7	140.0	137.0	128.2	128.8	122.4
Mai.....	139.2	140.0	138.1	128.6	128.7	122.4
Juin.....	139.1	140.0	137.9	128.5	128.7	122.4
Juil.....	139.1	140.0	137.9	129.6	128.7	122.4
Août.....	139.5	140.0	138.7	129.7	128.6	122.4
Sept.....	139.5	140.0	138.6	130.0	128.6	122.4
Oct.....	140.3	141.5	138.6	130.1	128.6	122.4
Nov.....	140.1	141.4	138.1	130.9	128.5	122.4
Déc.....	139.9	141.4	137.8	130.8	128.5	122.4
1971						
Janv.....	139.9	141.5	137.7	131.2	129.3	122.4
Fév.....	140.0	141.4	137.9	131.7	130.0	122.4
Mars.....	140.2	141.4	138.4	131.7	130.0	122.4
Avril.....	140.5	142.1	138.1	131.9	130.0	122.4
Mai.....	140.8	141.8	139.5	132.2	130.6	123.2

SOURCE: Calculé à partir des indices de prix publiés au BFS 62-002 et des coefficients de pondération de la dépense de 1967 pour l'annexe A.

1969					
Année	Services	Habille- ment	Transports	Frais d'auto- mobile	Transports locaux
Janv.	127.4	121.1	117.1	112.7	143.3
Fév.	127.4	121.5	118.2	113.3	152.1
Mars	127.4	123.5	118.6	113.8	152.2
Avril	127.4	124.1	119.9	113.9	163.5
Mai	128.3	123.5	120.3	114.0	163.6
Juin	127.5	124.7	120.5	113.8	163.6
Juil.	130.1	124.5	120.5	113.8	163.6
Août	130.4	124.8	120.4	113.6	163.7
Sept.	130.4	124.9	120.7	113.9	164.3
Oct.	130.4	125.8	120.6	113.9	164.7
Nov.	130.4	125.9	121.6	115.5	164.7
Déc.	130.4	126.0	121.8	115.8	164.7
1970					
Janv.	130.7	125.1	122.3	115.8	165.3
Fév.	130.8	124.8	123.9	118.1	165.9
Mars	131.0	125.6	124.2	118.3	167.1
Avril	131.0	126.3	124.6	118.4	170.3
Mai	131.0	126.4	124.9	118.6	170.3
Juin	131.0	125.5	125.1	118.6	170.3
Juil.	131.4	126.5	125.2	118.5	170.3
Août	131.4	125.8	125.6	118.4	170.4
Sept.	131.4	126.6	125.5	118.3	170.7
Oct.	131.4	127.7	125.5	118.3	170.7
Nov.	131.4	127.9	126.1	119.1	170.7
Déc.	131.4	127.4	126.3	119.2	170.7
1971					
Janv.	134.7	126.5	126.6	119.4	171.0
Fév.	136.7	125.3	128.6	122.0	171.1
Mars	136.7	126.2	129.4	122.2	172.0
Avril	136.7	127.3	130.0	122.9	172.0
Mai	136.9	127.8	130.8	123.9	172.0
1967					
Année	Soins et de personnels	Soins de Santé	Soins personnels	Lectures et loisirs	Tabac et Alcool
Janv.	119.5	118.0	121.6	110.6	109.8
Fév.	119.5	118.0	121.7	111.4	110.0
Mars	119.7	118.0	122.1	111.6	110.7
Avril	121.7	121.4	122.1	111.6	111.0
Mai	122.4	121.5	123.7	113.5	111.1
Juin	122.2	121.5	123.1	114.0	111.2
Juil.	122.8	122.8	122.8	114.4	111.2
Août	123.1	122.9	123.4	114.5	111.5
Sept.	122.8	122.1	123.8	114.9	111.5
Oct.	123.7	123.4	124.2	115.4	111.5
Nov.	124.1	123.4	125.2	116.2	111.6
Déc.	124.2	123.4	125.3	116.1	116.1

ANNEXE B (suite)

Année	Tous les articles	Habitation	Logement	Frais de possession du logement	Entretien du ménage	Combustible et éclairage
1970						
Janv.....	128.8	130.5	140.5	156.6	116.4	105.6
Fév.....	129.4	130.8	140.9	157.1	116.4	105.7
Mars.....	129.6	131.5	141.6	158.1	117.2	108.0
Avril.....	130.4	132.3	142.6	159.7	117.7	109.0
Mai.....	130.4	132.8	143.4	160.9	117.8	109.0
Juin.....	130.6	133.1	143.8	161.0	118.1	109.5
Juil.....	131.1	133.9	144.9	162.9	118.4	110.1
Août.....	131.2	134.0	145.2	163.2	118.2	110.1
Sept.....	131.0	134.3	145.7	163.9	118.2	110.1
Oct.....	131.1	135.4	147.5	166.8	118.3	110.4
Nov.....	131.2	135.9	148.1	167.8	118.5	111.0
Déc.....	130.7	136.0	148.4	168.3	118.4	111.1
1971						
Janv.....	131.2	137.0	149.6	170.1	119.2	111.4
Fév.....	131.8	137.4	150.2	171.1	119.5	112.2
Mars.....	132.3	137.8	150.4	171.4	120.0	112.5
Avril.....	133.1	138.8	151.6	173.4	120.8	115.4
Mai.....	133.7	139.0	151.8	173.7	121.1	115.1

Année	Services	Habille-ment	Transports	Frais d'auto-mobile	Transports locaux	Voyages
1967						
Janv.....	117.1	114.3	110.6	109.3	117.9	114.1
Fév.....	117.5	114.8	111.9	109.6	129.9	110.9
Mars.....	117.5	116.3	112.3	110.0	130.7	110.9
Avril.....	118.1	117.3	113.2	110.2	136.2	111.6
Mai.....	118.1	117.3	113.3	110.1	137.0	113.4
Juin.....	118.1	117.7	113.9	110.7	137.3	115.2
Juil.....	120.0	117.7	113.9	110.6	137.3	116.4
Août.....	120.6	117.6	113.7	110.3	137.5	116.6
Sept.....	120.6	119.8	113.9	110.4	138.3	116.6
Oct.....	120.6	118.7	113.5	110.4	138.3	112.0
Nov.....	120.6	119.5	113.5	110.4	138.3	111.6
Déc.....	120.6	119.6	114.8	111.9	139.3	111.6
1968						
Janv.....	120.9	118.4	115.0	111.7	139.3	116.2
Fév.....	121.3	119.0	114.3	111.1	140.6	111.8
Mars.....	121.3	120.4	114.8	111.6	141.1	111.8
Avril.....	121.3	120.9	115.2	112.1	141.1	111.8
Mai.....	121.3	120.6	115.6	111.9	141.3	119.4
Juin.....	121.3	120.9	116.1	111.9	142.1	124.9
Juil.....	122.2	120.7	116.2	111.7	142.3	127.3
Août.....	122.4	120.4	116.0	111.4	142.8	127.0
Sept.....	122.4	121.0	116.2	111.7	143.3	126.8
Oct.....	122.4	122.6	115.9	111.7	143.3	122.0
Nov.....	124.7	123.1	116.7	112.7	143.3	121.6
Déc.....	124.7	123.2	116.7	112.7	143.3	121.6

ANNEXE B

INDICE DES PRIX À LA CONSOMMATION ET ÉLÉMENTS CHOISIS
CALCULÉS À PARTIR DU SCHEMA DE PONDERATION DE 1967

						Année	
Tous les articles	Habitation	Logement	Frais de possession du logement	Entretien du ménage	Combustible et éclairage		
1967	Janv.....	113.6	112.1	115.9	123.9	106.8	95.5
	Fév.....	113.8	112.2	116.1	124.0	106.8	95.6
	Mars.....	114.1	112.7	116.4	124.5	107.4	96.1
	Avril.....	115.0	114.0	117.5	126.2	109.1	100.1
	Mai.....	115.2	114.2	117.8	126.5	109.2	100.1
	Juin.....	115.7	114.7	118.4	126.7	109.4	100.1
	Juil.....	116.8	115.4	119.2	127.8	110.0	99.9
	Août.....	117.4	115.6	119.5	128.2	110.2	100.0
	Sept.....	117.2	115.9	119.8	128.4	110.4	100.1
	Oct.....	117.1	116.3	120.4	129.1	110.5	100.1
	Nov.....	117.4	116.6	120.7	129.3	110.6	100.1
	Déc.....	118.0	116.7	121.0	129.5	110.8	100.1
1968	Janv.....	118.6	117.6	122.4	131.9	110.9	100.8
	Fév.....	118.7	118.1	123.1	132.9	111.0	101.7
	Mars.....	119.0	118.6	123.6	133.6	111.5	101.7
	Avril.....	119.8	119.1	124.5	134.9	111.6	101.7
	Mai.....	119.9	119.5	125.1	135.7	111.6	101.8
	Juin.....	120.2	119.9	125.6	135.8	111.8	102.0
	Juil.....	120.9	120.3	125.9	135.9	112.5	103.1
	Août.....	121.2	120.5	126.1	136.1	112.5	104.1
	Sept.....	121.6	121.4	127.7	138.5	112.7	104.1
	Oct.....	121.9	122.1	128.6	139.9	112.8	104.2
	Nov.....	122.5	122.5	129.0	140.2	113.4	104.2
	Déc.....	122.8	122.7	129.2	140.3	113.6	104.3
1969	Janv.....	123.2	123.7	130.6	142.6	114.1	104.3
	Fév.....	123.3	124.2	131.4	143.8	114.1	104.4
	Mars.....	123.7	124.8	132.2	145.2	114.3	104.4
	Avril.....	125.1	125.8	133.7	147.6	114.6	104.4
	Mai.....	125.5	126.3	134.5	148.8	114.8	104.4
	Juin.....	126.4	126.7	135.0	148.8	114.8	104.4
	Juil.....	126.9	127.5	135.9	149.9	115.6	104.5
	Août.....	127.5	127.6	136.1	150.0	115.7	105.0
	Sept.....	127.2	127.9	136.5	150.6	115.8	105.0
	Oct.....	127.4	128.6	137.7	152.4	115.9	105.1
	Nov.....	128.0	129.2	138.3	153.2	116.3	105.4
	Déc.....	128.6	130.0	139.5	155.0	116.5	105.6

ANNEXE A (suite)

Éléments de la Dépense				Coeff. de pondération de l'article		Coeff. de pondération du groupe d'articles		Coeff. de pondération de la sous-catégorie		Coeff. de pondération de la catégorie	
Soins personnels et de santé—fin											
Soins personnels.....											
Services.....											
Fournitures.....											
Transport.....											
Frais d'automobile.....											
Achat.....											
Essence.....											
Pneus.....											
Immatri-culation.....											
Assurance.....											
Grais-sage.....											
Remplacement d'une aile.....											
Réfection des freins.....											
Remplacement du silencieux.....											
Batterie.....											
Imputation.....											
Transports locaux.....											
Autobus et tramways.....											
Taxi.....											
Autre.....											
Voyage.....											
Train.....											
Autobus.....											
Avion.....											
Autre.....											
Lectures et Loisirs.....											
Lecture.....											
Loisir.....											
Tabac et Alcool.....											
Tabac.....											
Alcool.....											
Bière.....											
Spiritueux.....											
Vin.....											
—											
0.2											
(1.3) 1.1											
(2.6) 1.2											
(3.9) 2.5											
(2.6) 2.6											
(6.5) 5.1											
(1.1) 0.8											
(3.6) 5.7											
(4.7) 6.5											
(0.5) 1.0											
(0.2) 0.2											
(0.1) 0.1											
(0.2) 0.6											
—											
0.1											
(1.1) 1.1											
(0.2) 0.2											
(1.3) 1.5											
(0.1) 1.4											
(0.1) 0.1											
(0.2) —											
(0.2) 0.1											
(0.2) 0.1											
(0.2) —											
(0.9) 1.7											
(0.3) —											
(0.3) 0.3											
(2.6) 2.2											
(5.1) 5.3											
(10.2) 11.2											
(12.0) 13.7											

Sources: Coefficients de pondération de l'IPC publiés, DBS 62-518, tableau 4. Les coefficients de pondération de 1967 ont été calculés à partir des dépenses relevées par l'enquête de 1967 sur les dépenses des ménages.

ANNEXE A

COEFFICIENTS DE PONDERATION CORRIGES CALCULES A PARTIR DE L'ENQUETE SUR LES DEPENSES DE 1957

(Coefficients de pondération de l'IPC publiés entre parenthèses)

Eléments de la Dépense			
Coeff. de pondération	Coeff. de pondération du groupe d'articles	Coeff. de pondération de la sous-catégorie	Coeff. de pondération de la catégorie
<i>Alimentation</i>			
<i>Habitation</i>			
Logement.....			
Loyer.....			
Frais de possession d'une maison.....			
(2.2)	2.8	(9.1)	10.7
(2.4)	2.9		
(1.4)	1.2		
(2.9)	3.5		
(0.2)	0.3		
Entretien du ménage.....			
(0.4)	—	(4.4)	3.7
(1.7)	1.0		
(0.5)	0.7		
(1.4)	1.4		
(0.4)	0.6		
Meubles.....			
(1.9)	1.5		
(2.2)	1.5		
(0.5)	0.6		
(0.7)	0.6		
(1.0)	0.8		
(1.5)	1.4		
(2.1)	3.1		
(1.2)	1.5		
(0.2)	0.2		
(0.3)	0.9		
(0.2)	—		
(0.2)	0.5		
<i>Habilleinent</i>			
Femmes.....			
Hommes.....			
Enfants.....			
Chaussures.....			
Tissus à la pièce.....			
Entretien des vêtements.....			
Joallerie.....			
<i>Soins personnels et de santé</i>			
Soins médicaux.....			
Médecin.....			
Dentiste.....			
Opticien.....			
Produits pharmaceutiques.....			
Assurance médicale.....			
Divers.....			
(1.4)	0.5	(4.4)	4.2
(1.1)	1.4		
(1.0)	0.9		
(0.2)	0.2		
(0.7)	0.8		
(1.4)	0.5		
(3.6)	4.0	(11.3)	11.6
(2.6)	2.7		
(1.4)	1.3		
(1.6)	1.6		
(0.4)	0.6		
(1.2)	1.1		
(0.5)	0.3	(6.6)	7.1

Annexes

(12) *Désaisonnalisation des indices*. Les expériences faites pour désaisonnaliser l'indice synthétique des prix indiquent la nécessité de réviser et d'étudier soigneusement les méthodes de désaisonnalisation. Cependant, on peut généralement obtenir des informations supplémentaires en appliquant une méthode de désaisonnalisation fiable et il est conseillé qu'une version désaisonnalisée de l'IPC soit publiée officiellement.

(11) *Suppression des schémas de pondération saisonniers*. Les coefficients de pondération saisonniers des produits alimentaires sont adaptés à l'indice des prix «purs», et ils ont été déterminés afin d'influer sur les mouvements de prix sur une courte période. Bien plus, les coefficients de pondération saisonniers seraient appropriés à plusieurs autres articles consommés saisonnièrement. C'est pourquoi il est recommandé que les coefficients de pondération saisonniers soient supprimés de l'indice lors de la prochaine correction pour n'être incorporés que dans l'indice de «bien-être».

(10) *Echantillonnage en coupe des articles et des vendeurs*. On prétend que l'indice des prix à la consommation est représentatif d'un éventail de prix à la consommation plus large que ceux qui sont échantillonnés. Sachant que l'IPC est utilisé dans l'élaboration des politiques, par les chercheurs et aussi comme facteur de «déflation» de la DNB, il serait bon que cette affirmation soit vraie. Or, cela n'a pas encore été établi statistiquement. C'est pourquoi il est recommandé qu'un échantillonnage périodique soit entrepris pour des articles ou groupes d'articles ne faisant pas partie de l'indice afin d'évaluer sa représentativité.

(9) *Prix des biens durables usagés*. Le fait d'utiliser les prix de biens durables neufs pour représenter les prix de biens durables usagés a une valeur nettement douteuse dans plusieurs cas, particulièrement en ce qui concerne les automobiles et les maisons. On devrait essayer de fixer un prix pour les voitures d'occasion et les maisons usagées, sinon d'une façon continue, du moins d'une façon périodique pour confirmer la validité de l'extrapolation ou pour indiquer l'ampleur et la direction de l'erreur.

(8) *Crédit à tempérament*. L'importance du crédit s'est accrue dans les dépenses de consommation. Ce poste devrait être introduit avec une série de prix correspondant aux taux courants d'intérêt sur les dettes à tempérament.

des ajustements précis aux changements de qualité lors de changements d'unités dans l'échantillon.

autres biens durables. On devrait aussi mettre à l'étude la correction des méthodes d'échantillonnage des charges locatives, en suivant les loyers d'une série précise de logements loués pour un nombre d'années données et en apportant des ajustements précis aux changements de qualité lors de changements d'unités

compte des engagements financiers dus aux hypothèques résidentielles pendant l'année de référence, et il faudrait utiliser un taux d'intérêt courant comme série de prix. Le principe de coût pour l'utilisateur exposé par Stienner serait utilisé pour établir approximativement un indice de «bien-être» pour les maisons et

de la publication des changements méthodologiques apportés périodiquement et une indication de leur incidence sur l'indice.

(2) *La révision et l'évaluation des méthodes de comptabilité nationale.* La précision de l'ISP et sa stabilité dépendent directement de la précision de la comptabilité nationale; cette dépendance montre la nécessité d'évaluer les méthodes de comptabilité nationale et leur incidence sur l'évolution de l'ISP.

(3) *Une estimation de la variance de l'échantillonnage de l'indice.* L'existence d'erreurs de mesure dans les indices de prix donne à penser que l'on pourrait disposer d'informations supplémentaires si l'on estimait la variance d'échantillonnage. Elle servirait de mesure de leur fiabilité et fournirait une interprétation statistique de la variance d'échantillonnage mensuelle. Des estimations mensuelles de la variance d'échantillonnage sont maintenant disponibles grâce aux données fournies par l'enquête sur la main-d'œuvre.

(4) *L'établissement de deux indices des prix à la consommation séparés.* Les critères utilisés démontrent la nécessité d'avoir un indice des prix payés par le consommateur et un indice proche de l'indice d'utilité constante. Ces deux formules nécessitent que l'on évalue les changements des prix payés, au lieu des prix affichés, qui sont ceux mesurés par l'indice actuel. Dans les deux cas, on utilise les mêmes données relatives aux prix et aux coefficients de pondération, et il devrait être possible de préparer les deux formules avec un faible coût supplémentaire. On devrait ainsi pouvoir éliminer la confusion des deux principes existant actuellement dans l'indice des prix à la consommation, et il est peu réaliste de s'attendre à ce qu'un seul indice satisfasse les différents besoins en cette matière.

(5) *Élargissement de l'échantillon.* Les limites du cadre d'échantillonnage quant au revenu, à la dimension de la famille, et aux taux d'urbanisation res-treignent l'application de l'indice à une faible proportion des consommateurs. On suggère de supprimer au moins les restrictions portant sur le revenu et la dimension de la famille.

(6) *L'ajustement aux changements de qualité.* Les ajustements aux changements de qualité restent un problème difficile dans la mise au point de l'indice. On pourrait utiliser sur une plus grande échelle les ajustements par les rapports de prix déterminés par le marché. De plus, il est probable que l'évaluation par une commission des variations de la qualité améliorerait le processus. Il est recommandé d'étudier la praticabilité de cette approche.

(7) *Ajustements à l'élément habitation.* On a découvert que cet élément présente un certain nombre de difficultés. Lors de la révision de l'indice, les séries de prix sur les maisons neuves devraient être corrigées pour incorporer les changements de productivité et de profit, ou une analyse de régression des prix de maisons directement échantillonnées. Les indices de prix régionaux devraient être corrigés pour inclure les mesures de changement des prix des maisons. Pour l'indice des prix «purs», les coefficients de pondération de possessions d'une maison devraient rendre compte des transactions effectives nettes sur les achats de maison pendant l'année de référence. Il en est de même pour les coefficients de pondération des intérêts hypothécaires qui devraient rendre

(1) *L'amélioration de la documentation et de la publication des principes et des méthodes.* L'un des besoins les plus pressants est de renforcer l'interaction des aspects théoriques et pratiques des deux indices. Ceci est particulièrement vrai aujourd'hui pour l'ISP, mais ce le sera autant pour l'IPC après sa révision en 1972. L'effort doit porter aussi sur une amélioration de la documentation et

bref, de promouvoir :

jusqu'à présent paraît nécessaire dans de nombreux domaines. Il s'agit, en principes des deux indices. De plus, une analyse plus détaillée que celle publiée ont été faites tout au long de cette étude pour modifier les méthodes et les contributions à la recherche et multiplier les échanges. Plusieurs propositions faibles. Il faudrait aussi que des spécialistes du secteur privé apportent leur principes et leurs méthodologies, ainsi que l'analyse de leurs forces et de leurs supplémentaires pour améliorer les descriptions des indices, celles de leurs développement et à leur raffinement. On devrait consacrer des ressources pourquoi il paraît absolument nécessaire que l'on apporte plus de soins à leur publics en dépendent largement pour l'élaboration de leurs politiques; c'est Les principaux indices de prix sont utilisés à grande échelle et les pouvoirs calendrier des politiques gouvernementales.

de retard, ce qui peut s'avérer particulièrement utile dans l'élaboration du économiques, manifesteront presque certainement d'importants symptômes dans les secteurs de la demande finale, en plus de refléter différentes forces à leur tour les influencer. Enfin, les indices mesurant le changement de prix ques qui peuvent être influencées par les pressions inflationnistes, et qui peuvent tels que le terrain, le capital, les actifs financiers et d'autres variables économiques. En outre, plusieurs éléments importants ne sont pas compris dans les indices (ou la diminution) mesurée du prix pour contrôler et comprendre l'inflation. et il est nécessaire d'approfondir et d'interpréter davantage l'accroissement ne représentent qu'une source de variation parmi tant d'autres mesurées, elles peuvent aussi provenir d'erreurs de mesure. Les pressions inflationnistes peuvent être de nature économique, y compris les forces inflationnistes, mais gissent toutes les variations sans tenir compte des causes réelles. Celles-ci l'autre indice pour mesurer l'inflation est limitée en ce sens que les deux entre- vraient pas poser de problème. Il est certain que l'utilisation directe de l'un et euse limite à son utilisation; dans cette optique, les révisions de l'ISP ne de- dépenses du secteur public et des dépenses d'investissement constitue une séri- Cependant, pour une analyse à plus long terme, l'exclusion que l'IPC fait des cable, dans la pratique, à une base bien plus large du secteur de la consommation. paraison avec l'ISP de la dépense personnelle est valable, il semble être appli- statistiquement applicable qu'au groupe de ménages échantillonnés, si la com- à court terme, et du fait enfin qu'il n'est pas révisé. Quoique l'IPC ne soit courante, du fait de sa publication plus rapide, de sa sensibilité aux mouvements synthétique des prix pour témoigner des mouvements des prix sur une base mie canadienne. L'indice des prix à la consommation est préféré à l'indice n'est pleinement satisfaisant pour mesurer le changement des prix dans l'écono-

partielle de prix et de coefficients de pondération modifiés dans le calcul de l'IPC, on a mis en lumière sa sensibilité, tant aux fluctuations à court terme qu'aux accroissements à long terme. Du fait des changements introduits, on a établi qu'une distorsion par défaut légèrement supérieure à 0.5 pour cent, en moyenne, avait caractérisé l'indice entre 1965 et 1970. Ces nouveaux calculs ont très clairement démontré qu'il existe actuellement un certain nombre de causes importantes de distorsions par défaut dans les sous-indices de prix qui tendent à s'annuler dans l'indice global.

Enfin, plusieurs caractéristiques de l'indice limitent sa portée en tant qu'instrument de mesure des variations des prix à court terme. Il y a naturellement des causes statistiques de distorsion qui s'annulent probablement dans le temps, mais qui peuvent donner de fausses indications pour ce qui est des comparaisons mensuelles, qu'il s'agisse de comparaisons relatives à plusieurs mois consécutifs ou à une année particulière. On s'attend à ce que ces facteurs de distorsion voient leur importance relative s'accroître au fur et à mesure qu'on augmentera le nombre de sous-indices. De plus, l'introduction de produits nouveaux, d'ajustements de la qualité, ou d'autres changements de méthodes apparaîtront dans l'indice comme des variations de prix. On a également noté plusieurs distorsions dues au choix des périodes de relevé et aux délais inhérents à la consignation des données. Ces dernières considérations peuvent être à l'origine d'inexactitudes dans les mouvements de prix à court terme mais leur importance sera vraisemblablement atténuée sur une période plus longue. Signalons dans le même ordre d'idées les effets sur l'indice de la variation saisonnière des prix. L'indice actuel, officiellement publié, n'est pas désaisonnalisé, et certains mouvements de prix à court terme auront tendance à se corriger d'eux-mêmes.

L'indice synthétique des prix de la dépense nationale brute comporte également un certain nombre d'imperfections. Sa méthode indirecte de calcul le rend sujet à des erreurs lorsque l'on détermine les valeurs courantes de la DNB, et à des erreurs ou des distorsions dans les facteurs de déflation. L'ISP est publié trimestriellement, sous une première forme, avec un retard d'environ deux mois, mais on fait des révisions importantes de son niveau et de son changement de direction. Bien des facteurs de déflation qui sont utilisés pour obtenir des valeurs constantes de la DNB ne sont pas adaptés à cette tâche, le plus important d'entre eux à cet égard étant l'indice des prix à la consommation. Cependant, les corrections récemment apportées aux méthodes de déflation de la DNB, particulièrement dans les indices de construction, devraient avoir réduit les distorsions de l'ISP; de plus, il apparaît aujourd'hui que certains chercheurs auraient exagéré l'effet déformant dû au secteur public. La formule actuelle de pondération de l'ISP produit, théoriquement, une distorsion à la baisse, d'une ampleur indéterminée, mais faible. Elle tend aussi à traduire une partie de la variation de quantité en une variation de prix, lorsque l'on calcule les taux de changements ne se rapportant pas à la période de base. On pourrait surmonter ces critiques en améliorant et en publiant l'indice des prix de la dépense nationale brute dans sa version pondérée à la période de base.

tuelles ou statistiques, puisse rendre compte des phénomènes complexes à l'origine d'une variation de prix de nature inflationniste.

L'indice des prix à la consommation est un instrument de mesure de la variation des prix rapidement élaboré. Il est publié mensuellement, non révisé, et il est disponible dans les deux semaines suivant la fin de chaque mois. De ce fait, son utilisation est largement répandue en tant que témoin de la variation courante des prix. Cependant, l'analyse présentée ici fait état de plusieurs imperfections dans le principe et l'établissement de l'indice qui réduisent son exactitude, particulièrement en tant qu'instrument de mesure de la variation des prix à l'échelle globale de l'économie. En premier lieu, il couvre un échantillon de population et d'articles limité et il ne peut par conséquent être appliqué d'une façon valable pour mesurer les changements de prix dans l'économie toute entière. La comparaison entre l'indice des prix à la consommation et l'indice synthétique des prix des dépenses personnelles nous a cependant montré que l'IPC peut généralement s'appliquer au secteur des prix pratiqué dans un ensemble donné de points de vente au détail. Il ne s'agit pas d'un indice des prix réellement payés par les consommateurs. Cette distinction est vraisemblablement l'une des sources principales des distorsions par excès de l'indice. Cependant, les méthodes actuelles pour établir l'indice apportent des exceptions à cette description générale en introduisant certains éléments relatifs au concept d'indice de «bien-être» ou de «coût de la vie». Les exceptions les plus importantes ont trait aux «frais de possession de maison», où l'achat du logement et les frais d'intérêts sur les hypothèques sont déterminés selon le coût de possession, plutôt que selon le prix d'achat; il en est de même des coefficients de pondération saisonniers de la moitié des articles alimentaires et de la méthode de raccordement rendant compte de l'influence croissante des magasins d'alimentation à succursales multiples. En conséquence, l'IPC dans sa forme actuelle, est un mélange à la fois d'indices de prix véritables et d'indices de bien-être, ce qui ne va pas sans soulever des problèmes d'interprétation.

On a expliqué plusieurs causes de distorsion par excès ou par défaut de l'indice. Si l'on prend l'indice des prix payés par les consommateurs comme norme de comparaison, il apparaît une distorsion par excès du fait qu'il n'est pas tenu compte de la quantité et de la qualité des services associés aux impôts, des aspects qualitatifs, des méthodes de vente jumelées pratiquées par les chaînes de magasins d'alimentation indépendants, de la sous-représentation des magasins d'«escompte», et, enfin, des prix effectivement payés. De plus, l'indice synthétique des coûts utilisé pour évaluer les variations du prix des maisons neuves provoque une distorsion par excès. À l'inverse, apparaissent des distorsions à la baisse résultant de la méthode de raccordement appliquée aux loyers, d'une sous-évaluation de la dépense due à la méthode d'élaboration des coefficients de pondération relatifs aux maisons et aux intérêts hypothécaires, du fait qu'il n'est pas rendu compte des frais d'intérêt dans le cas d'achats à crédit, et de l'exclusion du terrain dans l'habitation. En introduisant une série

chapitre cinq

RÉSUMÉ ET RECOMMANDATIONS

De nombreuses utilisations sont faites, au Canada, des différentes statistiques portant sur l'évolution des prix. Une utilisation adéquate des indices suppose une parfaite compréhension de ce qu'ils sont censés mesurer, de ce qu'ils mesurent réellement ainsi que du degré de précision de la mesure. Une des conditions requises pour la compréhension des indices de même que pour l'évaluation de leur degré de fiabilité consiste à effectuer une analyse complète des concepts et des méthodes employés pour leur élaboration. C'est à l'utilisateur de se servir correctement des indices; cependant, faute de disposer de descriptions complètes et à jour des éléments des différents indices, il lui sera difficile d'en faire une utilisation adéquate. Une des difficultés provient d'une sérieuse insuffisance de données descriptives officielles sur l'indice des prix à la consommation, et sur l'indice synthétique des prix de la dépense nationale brute.

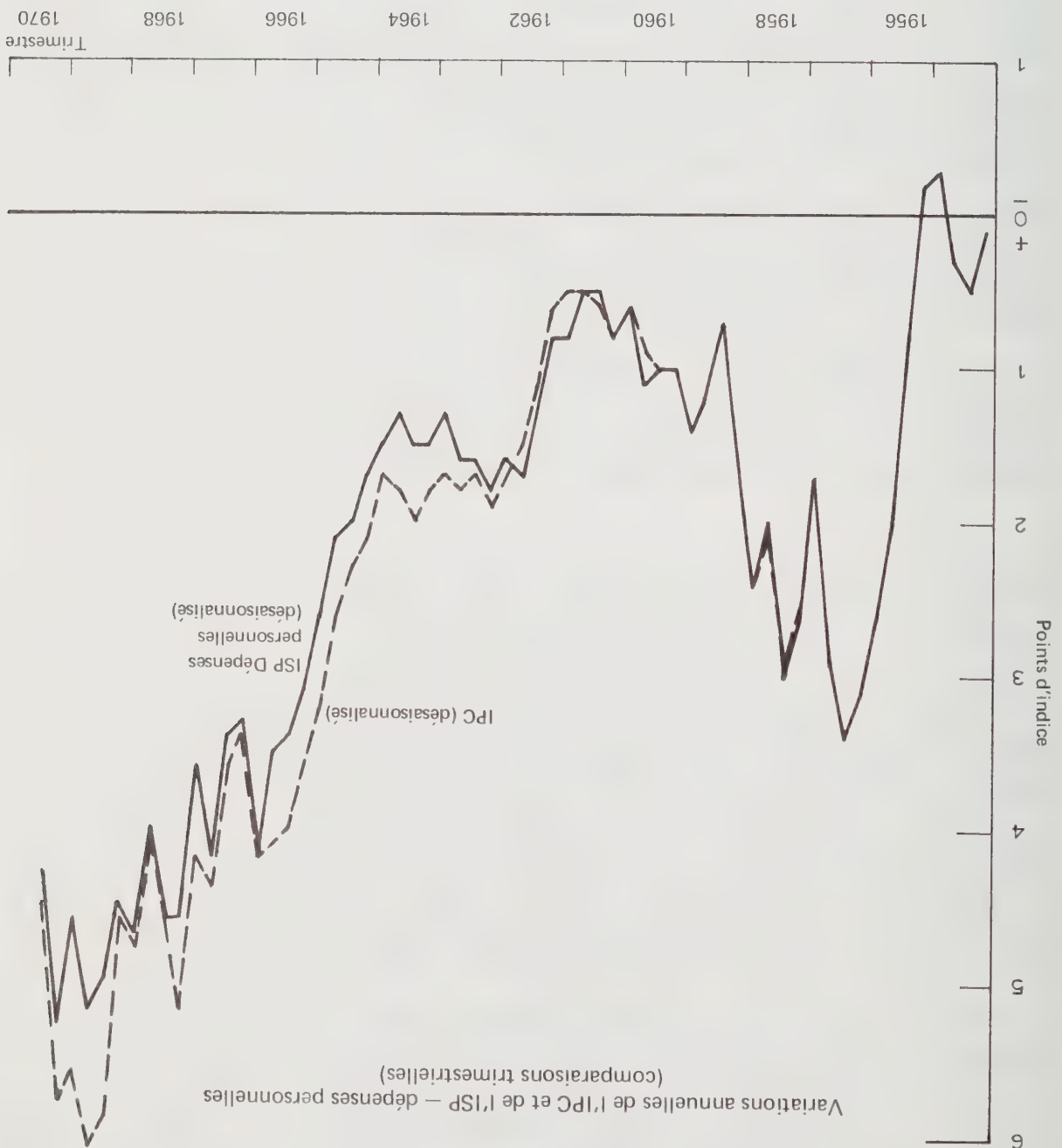
Ces dernières années, l'inflation a constitué la préoccupation majeure des pouvoirs publics. Ceux-ci ont eu principalement tendance à considérer les indices des prix comme instruments de mesure de l'inflation. Malheureusement, il n'existe pas d'instrument de mesure parfaitement adéquat de la variation globale des prix de l'économie canadienne. Il y a d'ailleurs de sérieuses raisons pour ne pas confondre la variation globale des prix mesurée par un indice (augmentation ou diminution) à l'inflation ou à la déflation. Il est très peu probable qu'un indice unique, indépendamment de ses qualités concep-

1960 jusqu'au milieu de 1962. Après 1962, l'IPC a augmenté légèrement plus vite. Dans l'IPC et les séries personnelles de l'ISP, les variations d'un trimestre à l'autre (graphique 4.3) sont très semblables, la plupart des différences étant à moins de 0.3 point d'indice. Les mouvements par rapport au même trimestre de l'année précédente étaient très semblables jusqu'à ce que l'IPC commence à s'écarter de l'ISP en 1963.

Cette simple comparaison de l'IPC et de l'ISP fait ressortir une caractéristique, à savoir un taux d'accroissement plus élevé durant la période 1957 à 1970, mesuré par l'indice synthétique des prix. Si l'on se rappelle que l'erreur due à la formule a pour effet de produire le résultat exactement inverse pour un même changement de prix mesuré, ceci indique que le changement des prix de l'agrégat dépasse celui enregistré par l'IPC. De plus, il est difficile de rétablir les mouvements relatifs de prix sur la base d'une déformation plus importante provoquée par l'IPC, étant donné que cela produirait des séries qui divergeraient continuellement, au lieu de suivre les tendances effectivement établies. C'est pourquoi on peut conclure que l'indice des prix à la consommation a minimisé le changement global des prix dans l'économie canadienne durant la période 1957 à 1970.

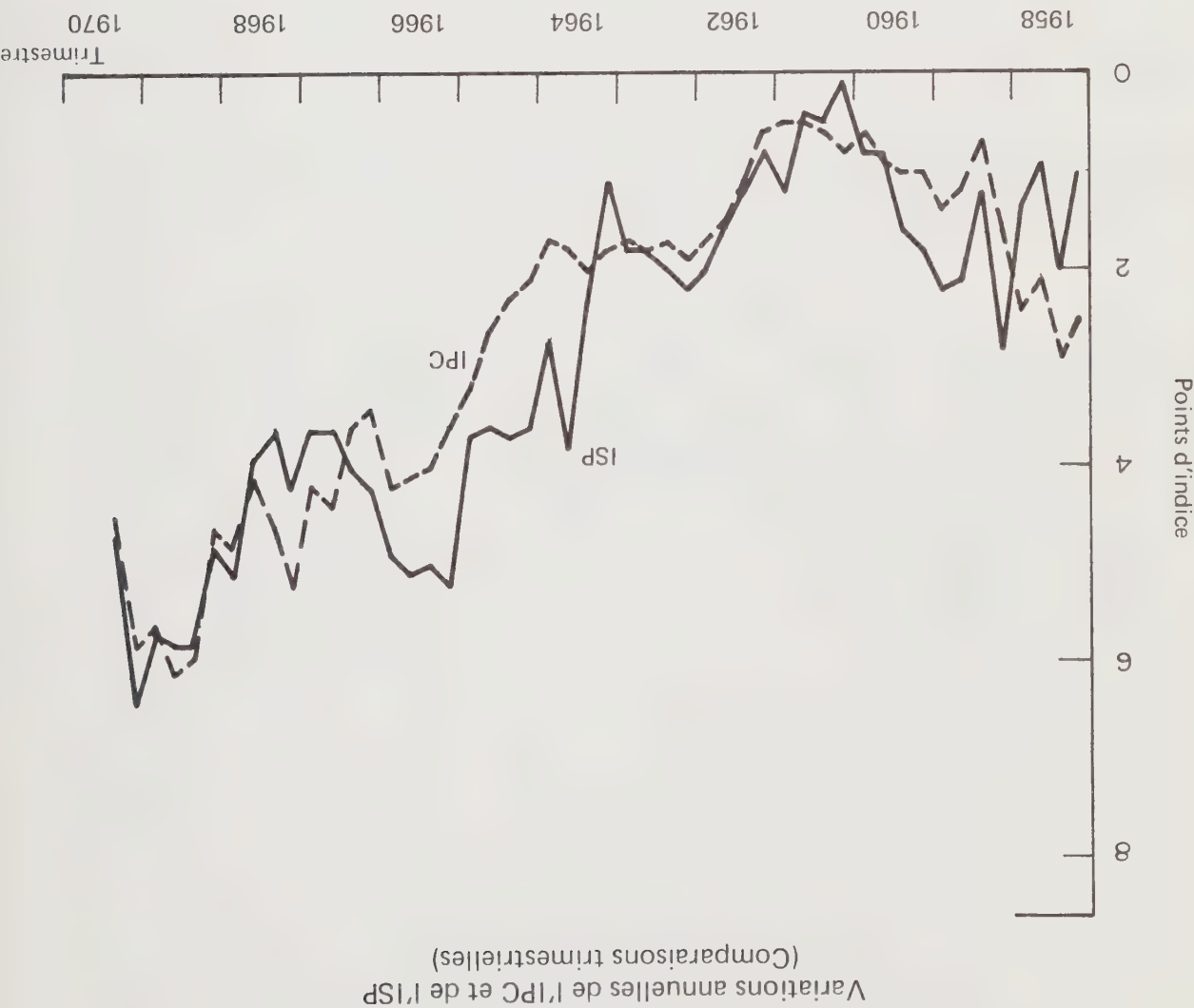
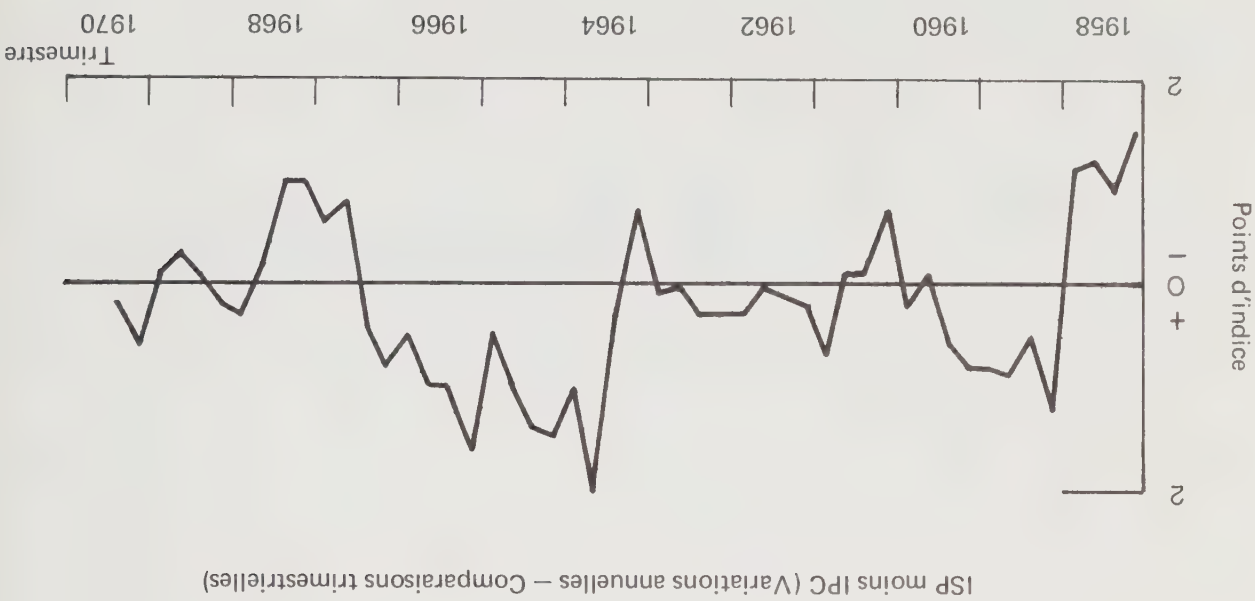
Cette conclusion est confirmée par la comparaison de l'ISP de la dépense personnelle à l'IPC. En fait, l'IPC s'est accru légèrement plus vite que le com- posant de l'ISP, comme cela est démontré par la tendance négative dans la courbe de différence présentée dans le graphique 4.5. Mais ce schéma du mouve- ment relatif, quoi qu'il soit opposé à celui de l'ISP global et de l'IPC, est con- forme à la divergence à laquelle on s'attendait, entre les indices pondérés à la période de base et les indices à pondération courante: l'IPC pondéré à la période de base devrait indiquer un changement de prix plus grand à cause de la défor- mation positive due à sa formule. Il est certain que la différence entre les deux séries est suffisamment négligeable pour que l'une ou l'autre puisse être traitée comme une mesure du changement de prix dans le secteur personnel. Jugées sur ce critère des plus simplifiées, la limitation de l'échantillon et la portée de l'indice des prix à la consommation ne semblent pas réduire son utilité pour mesurer le changement de prix, sur une base plus large, des dépenses de con- sommation.

Sources: Calculé à partir des données du graphique 4.1.



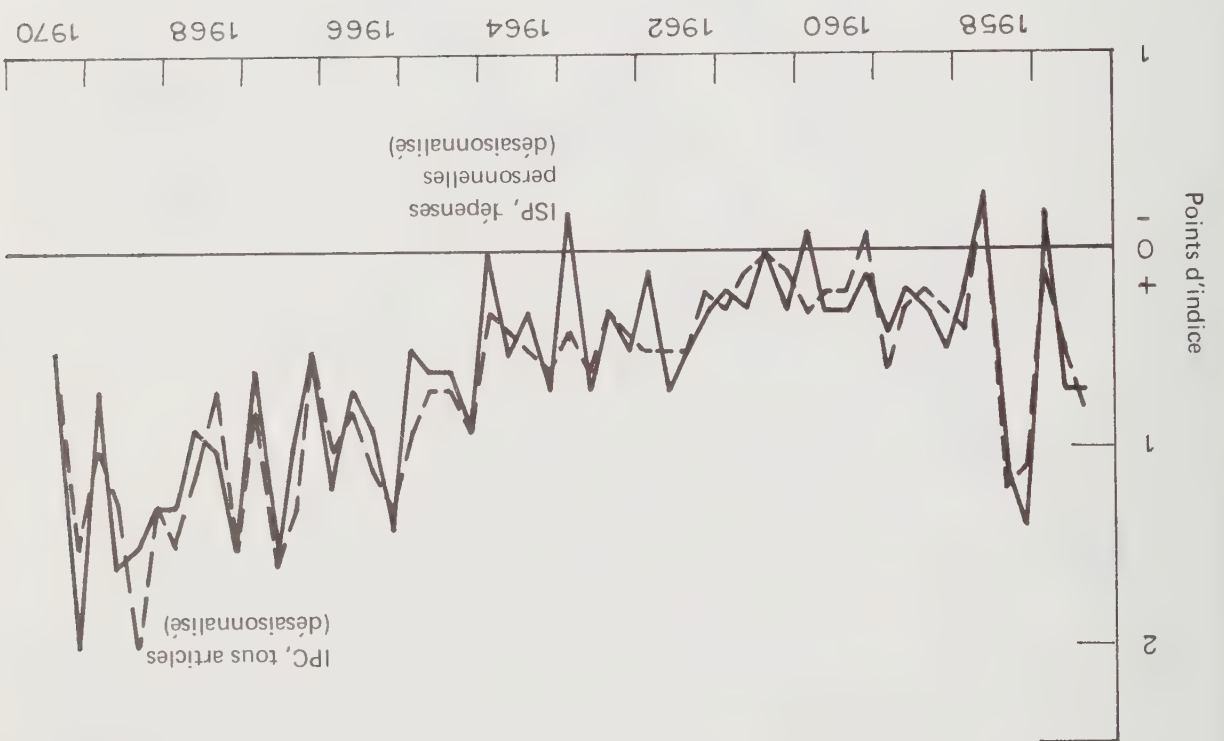
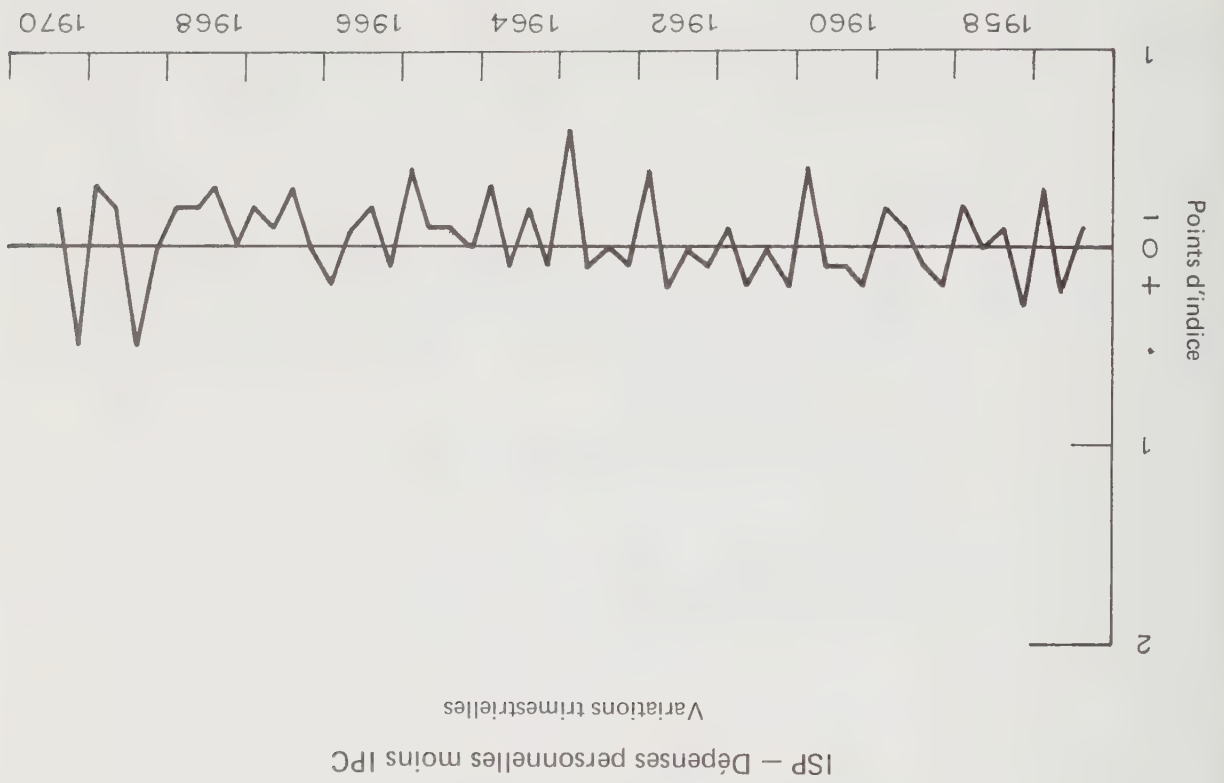
GRAPHIQUE 4.5

Sources: Calculé à partir des données du graphique 4.1.



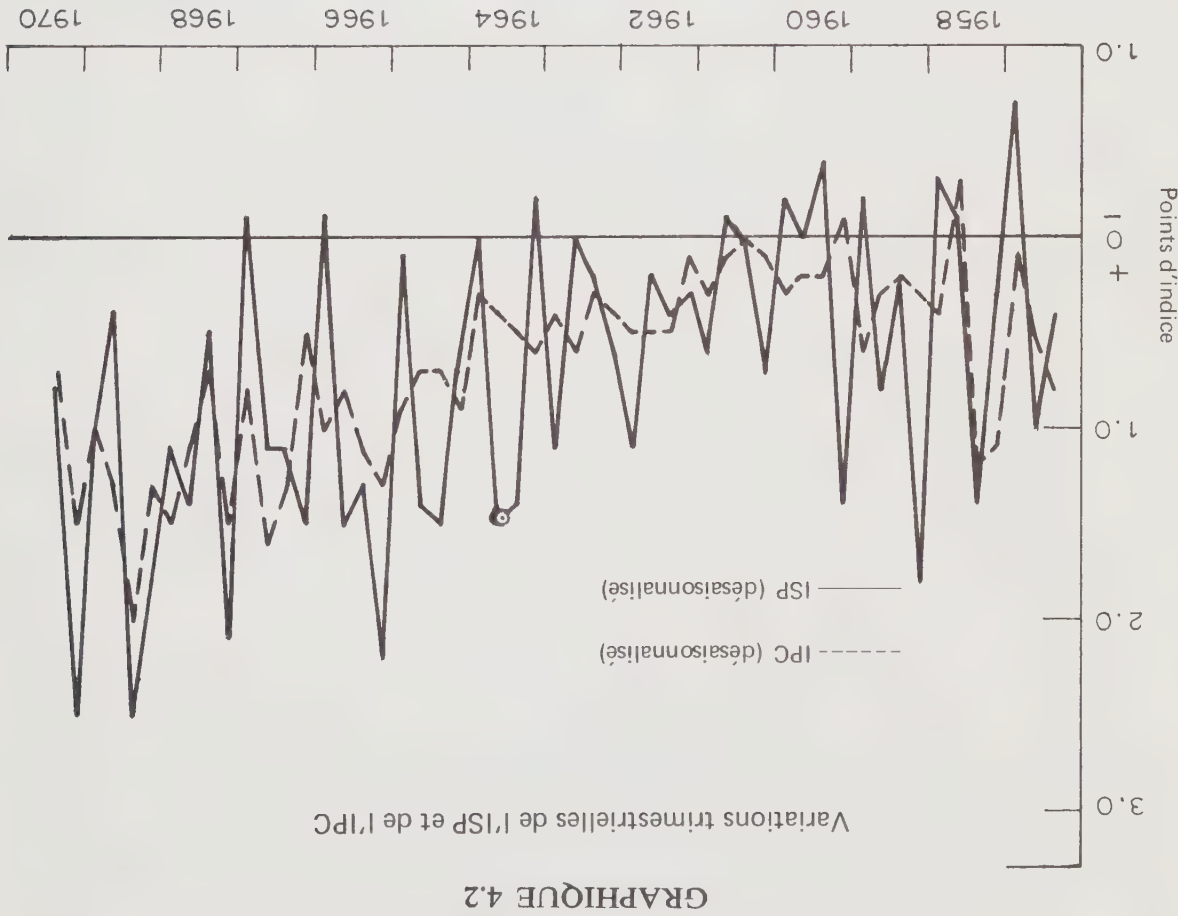
GRAPHIQUE 4.4

Sources: Calculé à partir des données du graphique 4.1.

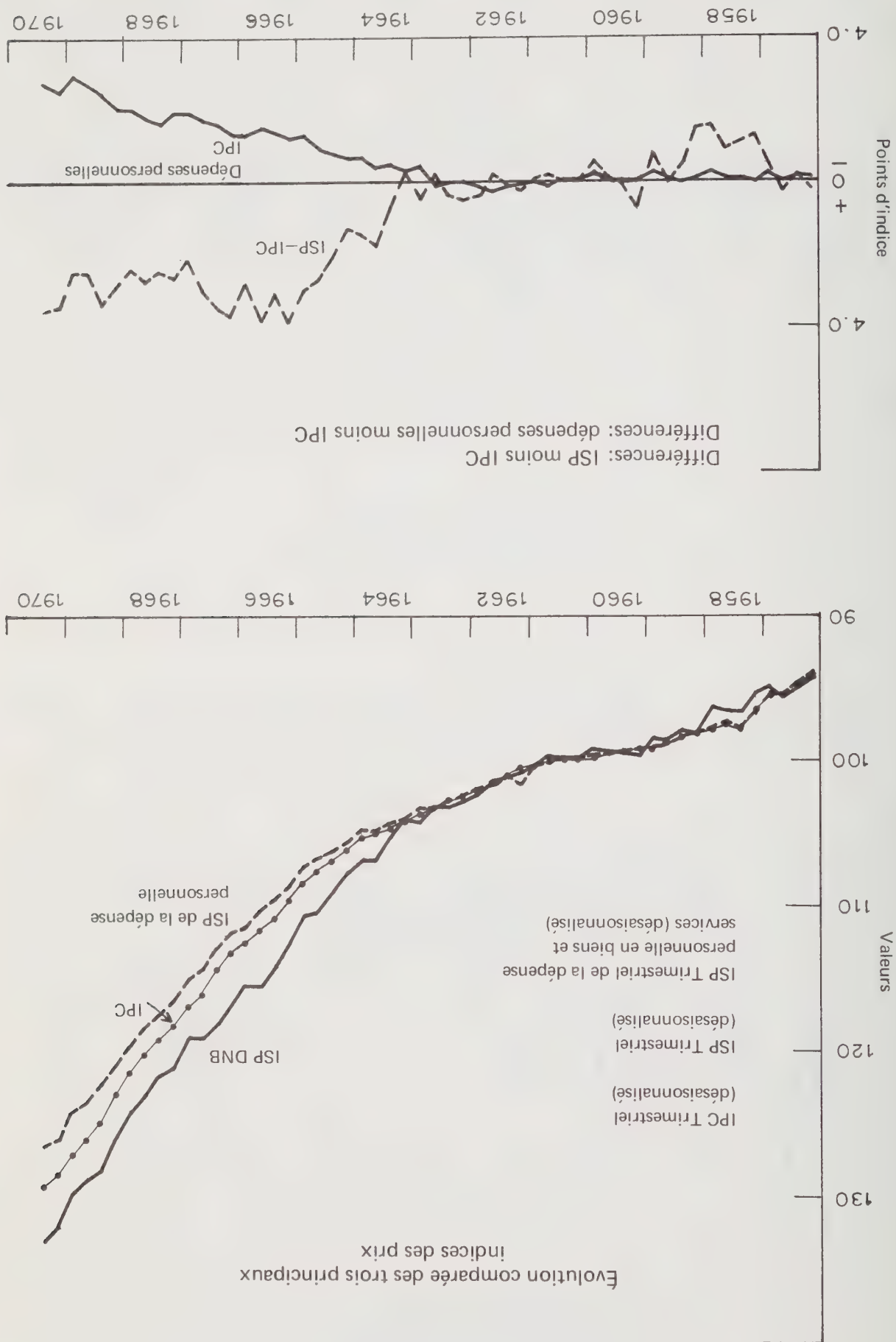


GRAPHIQUE 4.3
Variations trimestrielles de l'IPC et de l'ISP
pour les dépenses personnelles

Source: Calculé à partir des données du graphique 4.1.



GRAPHIQUE 4.1



Sources: Données sur l'ISP fournies par le BFS, IPC désaisonnalisé, données fournies par la Banque du Canada.

¹ Les indices synthétiques de prix utilisés dans cette analyse doivent être révisés de nouveau en octobre 1971. La révision principale portera sur la désaisonnalisation. C'est pourquoi cette analyse elle-même est provisoire et sujette à changement. Il est cependant douteux que les conclusions générales soient modifiées.

des prix, alors que la période s'étalant de 1964 à 1970 a connu des pressions inflationnistes. Les données utilisées dans cette analyse sont tirées des comptes nationaux révisés¹. Les valeurs trimestrielles de l'IPC ont été établies en faisant la moyenne des valeurs mensuelles durant les trimestres. On a établi trois comparaisons graphiques entre l'IPC, l'indice synthétique global des prix (excluant les stocks) et le composant de l'ISP représentant la dépense personnelle:

(a) Niveaux et mouvements généraux des indices trimestriels et désaisonnalisés (graphique 4.1)

(b) Changements d'un trimestre à l'autre des indices désaisonnalisés (graphiques 4.2 et 4.3), et

(c) Changements par rapport au même trimestre de l'année précédente des indices désaisonnalisés (graphiques 4.4 et 4.5).

Le graphique accompagnant chaque série d'indices est une simple transformation des deux séries, illustrant plus clairement leurs mouvements relatifs ou leurs niveaux relatifs. C'est tout simplement la différence entre les valeurs de l'ISP et celles de l'IPC, où une différence positive indique un niveau plus élevé ou un mouvement plus grand dans l'ISP et où une différence négative indique un niveau plus bas ou un mouvement moindre dans l'ISP.

Il y a très certainement une différence dans le degré de changement de prix mesuré, qui dépend de l'indice de prix adopté. L'indice synthétique global des prix mesure une variation des prix plus grande dans une courte période et un accroissement plus grand dans une longue période, durant la période de référence, que ne le fait soit l'IPC, soit l'élément personnel de l'ISP. Durant les années 1958 et 1959, l'ISP a augmenté moins rapidement que l'IPC et durant les années 1959 à 1964, période où les prix étaient relativement stables, ils ont enregistré le même degré d'accroissement. De 1964 à 1966, l'ISP a augmenté beaucoup plus rapidement, mais de 1966 à 1970 ils ont eu approximativement le même taux d'accroissement, avec l'ISP se tenant en moyenne à trois points au dessus de l'IPC. Pour la période allant de 1964 à 1970, le taux moyen d'accroissement de l'ISP a dépassé celui de l'IPC d'environ 0.5 pour cent, mais la majeure partie de cette différence s'est produite au cours des deux premières années. La variabilité de l'ISP, d'un trimestre à l'autre, est beaucoup plus grande qu'elle ne l'est pour l'IPC, mais elle semble être répartie de façon relativement uniforme de part et d'autre du zéro (graphique 4.2). D'autre part, les changements par rapport au même trimestre de l'année précédente sont réellement différents et ils semblent être influencés par un élément non aléatoire (graphique 4.4).

Pendant la période qui va de 1957 jusqu'au milieu de l'année 1963, l'IPC et l'élément personnel de l'ISP atteignent des niveaux pour ainsi dire identiques et le même taux moyen de changement, quoique l'élément personnel de l'ISP ait très légèrement tendance à augmenter plus rapidement depuis le milieu de

la variation saisonnière devrait être supprimée. Finalement, l'IPC enregistre tout autant les variations réelles des prix des articles dénombrés que les nom-breuses erreurs de mesure. Si l'on admet que l'accroissement inflationniste des prix est le fait d'un ensemble distinct de forces économiques, l'IPC ne peut être directement utilisé comme un «indice de l'inflation».

L'indicateur le plus adéquat dont on dispose pour mesurer les variations de prix de l'économie canadienne est en fait l'indice synthétique des prix de la dépense nationale brute. Il est obtenu en annexe du calcul de la production intérieure «réelle», et il est par conséquent une approche indirecte pour mesurer les mouvements de prix. La définition de la dépense nationale brute détermine le champ de l'indice synthétique des prix. Il mesure le changement de prix de toute la production intérieure des biens et des services dans la période considérée, y compris les dépenses des Canadiens provisoirement à l'étranger et le complètement canadien (valeur ajoutée, plus taxes d'importation) aux produits importés. Établi comme étant le rapport entre les estimations de la DNB en dollars courants et la valeur de la DNB en dollars constants, l'indice synthétique des prix est un indice du changement des prix à pondération courante, de type Paasche.

Des comparaisons de l'indice qui ne se font pas à la période de référence, ne peuvent pas être considérées comme étant un changement de prix net, étant donné qu'elles contiennent un élément de variation de la quantité, laquelle dépend du degré de changement des schémas de pondération dans l'intervalle. Calculés aux prix du marché, les rapports des dépenses courantes et constantes procurent, en principe, une mesure du changement dans les prix payés pour tous les biens et services produits intérieurement. L'exactitude de l'indice dépend de deux variables importantes—la qualité des estimations de la dépense nationale brute aux prix courants et la qualité des facteurs de «déflation» utilisés pour calculer les estimations de la DNB en dollars constants. L'indice est officiellement désaisonnalisé mais, ce sont en fait les éléments individuels de l'indice qui sont désaisonnalisés plutôt que l'indice lui-même. Quelques questions subsistent sur la validité de cette méthode. L'indice est révisé trimestriellement au fur et à mesure de l'obtention de nouvelles estimations de la DNB, et périodiquement, en changeant les définitions et la méthodologie de calcul de la DNB et en révisant les facteurs fondamentaux de «déflation». Une déflation (du côté «déflationniste») existe dans l'indice mais l'étude présentée ici donne à penser qu'elle est moins importante que d'autres ne l'avaient suggéré. L'indice des prix à la consommation joue un certain rôle dans cette déformation de l'indice synthétique des prix.

On peut faire une comparaison finale entre l'IPC et l'ISP en passant en revue leurs variations réelles des dernières années. À cet effet, on a choisi la période de 1957 à 1970, car on dispose d'une série continue de l'IPC avec une base de pondération unique et parce que cette période a été caractérisée par différentes conditions économiques: 1957 marque le terme d'une brève expansion; 1958 et 1959 correspondent à une phase de récession; les années 1959 à 1964 ont été en général des années d'expansion avec un mouvement relativement stable

autres secteurs importants et croissants de la demande finale. Par suite de sa portée et de son champ d'application, l'indice des prix à la consommation doit être utilisé avec circonspection, pour le moins, lorsqu'il s'agit de décrire les variations globales des prix dans l'économie canadienne. En tant que mesure du changement de prix dans le secteur de la consommation, il comporte plusieurs incompatibilités et sources d'erreurs. Les facteurs de déformation peuvent tendre autant du côté positif que négatif, mais les faits montrent que l'incidence nette serait positive. L'erreur due à la méthode et à l'échantillonage peut réduire l'utilité de l'IPC à détecter les variations de prix à court terme. L'indice n'est sujet à aucune correction et il n'est pas officiellement désaisonnalisé. Pour certaines applications, y compris la mesure de l'inflation,

une autre des limites de l'indice provient du concept de prix qui y est utilisé, soit les prix au détail, comprenant les impôts sur les ventes et les impôts indirects applicables, prix relevés dans différents points de vente, qui ont été fixés à la base. Des méthodes de mise au point de l'indice sont destinées à supprimer les variations de prix provenant de changements dans les habitudes d'achat, de certaines pratiques de vente (telles que les rabais) ainsi que de changements dans les volumes de vente. Cet indice est mieux décrit comme un indice des prix au détail plutôt que comme un indice des prix payés par les consommateurs; mais le traitement des biens durables usagés, des maisons, et des intérêts hypothécaires, n'est pas conforme avec une telle description. L'indice rend compte des mouvements de prix des biens importés, consommés par les ménages de l'échantillon, dans la mesure où ces articles apparaissent dans le budget et dans les points de vente au détail, mais une grande partie des biens produits au Canada, les exportations, est exclue par le concept de l'indice des prix à la consommation. Et il n'est pas destiné à refléter les mouvements de prix dans les autres secteurs importants et croissants de la demande finale.

qu'il sera possible, notamment en supprimant les restrictions de l'échantillon lorsqu'il faudra réviser l'indice, cela vaudrait la peine d'élargir sa portée, autant Plusieurs des faiblesses de l'IPC peuvent s'avérer difficiles à éliminer; pourtant, dans cette partie, des faits montreront que cela ne se produit pas effectivement. économie de marché, on ne s'attend pas à ce que cela se produise et, plus loin à tous les autres prix dans l'économie. Dans un système correspondant à une déterminent les prix à la consommation à varier en moyenne de façon identique comprendre le processus d'inflation, à moins que certaines raisons économiques tenir compte aussi d'autres facteurs que la consommation pour surveiller et du changement des prix dans d'autres secteurs de l'économie; on doit en effet limitée empêche évidemment aussi son utilisation en tant que moyen de contrôle senter les changements de prix de tous les biens et services consommés. Sa portée part notable de la dépense, fait naître des doutes sur la faculté de l'IPC de représenter l'indice ne tient pas compte. L'absence de tels postes, qui représentent une croissante des soins de santé et les impôts directs constituent autant de dépenses (excepté l'intérêt hypothécaire), différentes formes d'assurances, une part sous-pondérées dans l'indice et leurs prix ne sont pas fixés; le terrain, le crédit mation ne sont pas représentés. Par exemple, les biens durables usagés sont

chapitre quatre

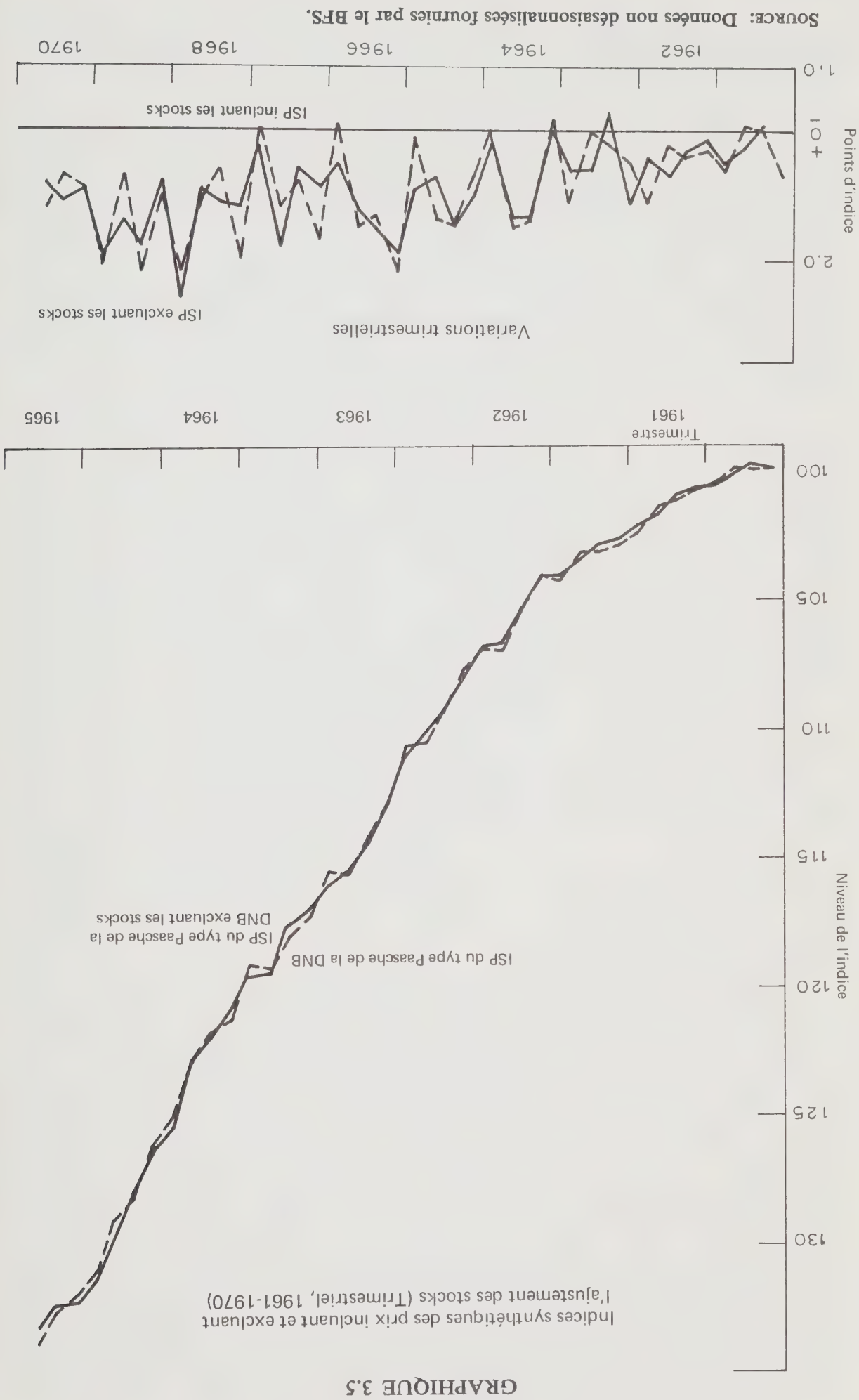
COMPARAISON DE L'IPC ET DE L'ISP

L'indice des prix à la consommation constitue une mesure du changement de prix d'un « panier » de biens et de services, qui reste le même en quantité et en qualité dans le temps, et qui est acheté par des familles canadiennes urbaines à revenus moyens. Le panier se compose de plus de deux cent cinquante articles ou groupe d'articles achetés par des familles chez des détaillants ou des points de vente commerciaux dans des centres urbains. L'intégration des mouvements de prix d'articles individuels en un indice unique est réalisée par une gamme de coefficients de pondération des dépenses, provenant d'enquêtes périodiques sur les dépenses des ménages. C'est un indice de type Laspeyres (pondéré à la période de base) qui peut s'appliquer à une grande partie des biens et des services achetés et consommés par les familles. Il ne représente pas cependant la totalité des dépenses de consommation. Le champ de couverture des articles est déterminé principalement à partir des éléments de la dépense qui font l'objet de transactions commerciales entre les ménages et les vendeurs au détail.

L'utilisation de l'indice des variations générales de prix connaît certaines limites. Tout d'abord, le cadre de l'échantillon restreint statistiquement la représentativité de l'indice à moins de 25 pour cent de la population canadienne par nombre de ménages, et à environ 40 pour cent du revenu total et des dépenses totales de consommation. Quoique l'indice soit fréquemment utilisé d'une façon plus large, il n'a pas été prouvé qu'il représente les ménages non compris dans l'échantillon. De plus, plusieurs éléments importants des dépenses de consom-

présentée dans cette section, il semblerait que cette source d'erreur soit le défaut le plus sérieux eu égard à l'utilisation de l'ISP pour indiquer les changements de prix courants.

En résumé, les études récentes aux États-Unis et au Canada se concentrent sur les faiblesses de l'indice synthétique des prix de la dépense nationale brute qui limitent son utilité pour mesurer l'inflation. Les coefficients de déflation utilisés pour calculer les estimations en dollars constants de la DNB représentent la principale faiblesse que nous ayons analysée. Cependant, notre étude indique que l'une des sources de biais (la productivité de la main-d'œuvre dans la construction) a été réduite, que les améliorations de la productivité de la main-d'œuvre dans le secteur public représentent probablement un problème moindre qu'on ne l'a pensé, et que l'une des sources principales de biais dû à la correction de l'inflation tient vraisemblablement à l'autre mesure de changement des prix, l'indice des prix à la consommation. Il semble que l'on ait négligé le fait que la formulation de l'indice compense au moins une certaine partie du biais positif que d'autres sources confèrent à l'ISP. La variation de l'ISP résultant de la révision des comptes nationaux semble aussi avoir été négligée; ceci constitue peut-être le problème le plus sérieux d'utilisation de l'ISP comme mesure des changements de prix, particulièrement pour les analyses de la situation courante ou à court terme. Par ailleurs, on ne peut pas nier que la portée étendue de l'ISP et sa décomposition en éléments le rendent d'un intérêt considérable pour mesurer les variations globales des prix dans l'économie canadienne. L'indice synthétique des prix requiert d'autres analyses et améliorations dont la publication de l'indice pondéré pour la période de base et l'analyse de l'influence des méthodes de comptabilité sur l'indice.



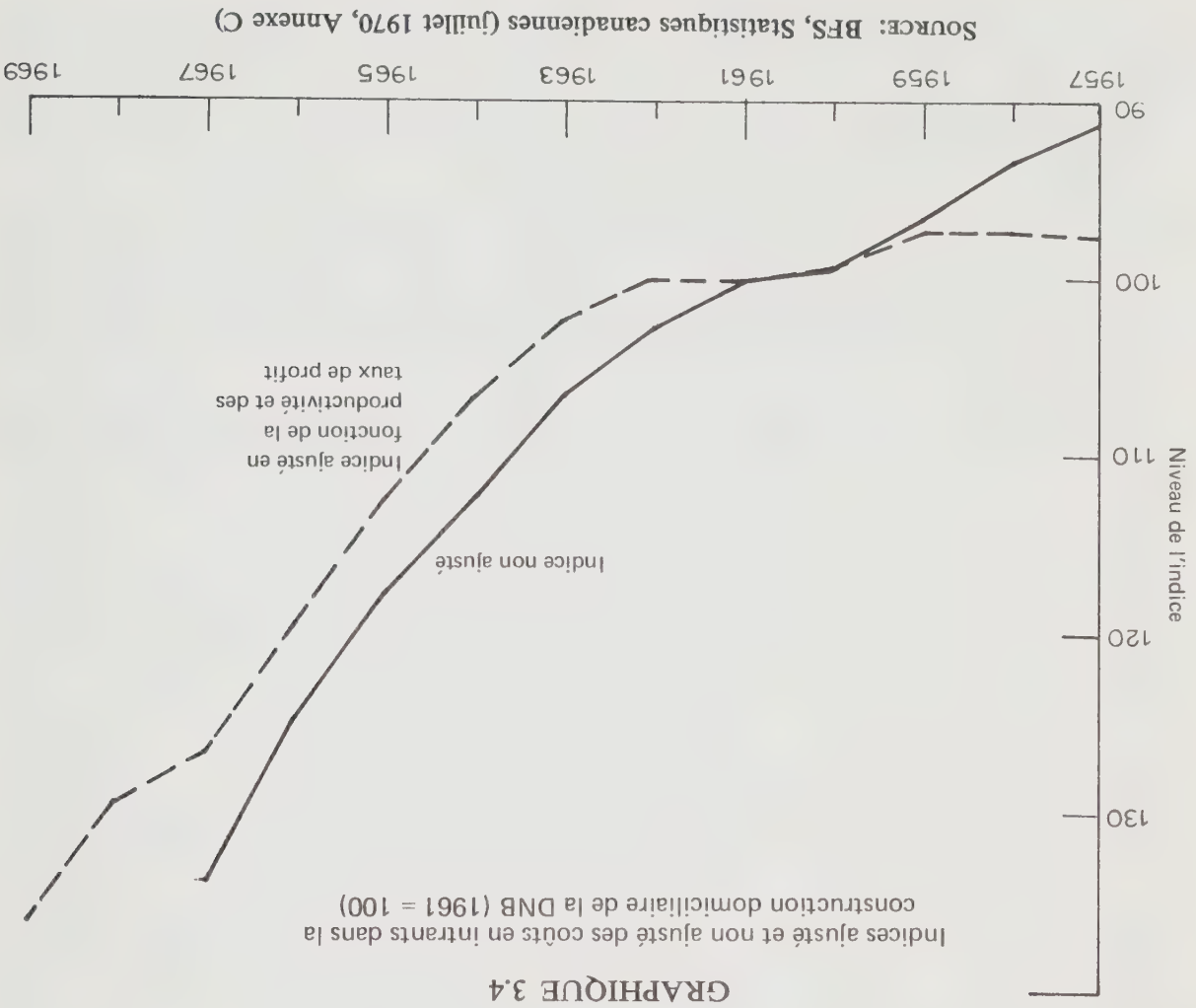
²³ Le Conseil économique a identifié ces faiblesses comme une base de pondération périmée et une duplication dans la variation de prix mesurée. Voir Conseil économique, *Troisième exposé annuel*, op. cit., p. 83.

Les erreurs qui peuvent s'introduire lors du calcul de la valeur courante de la dépense nationale brute constituent un aspect de l'ISP qui ne semble pas avoir été considéré dans les études antérieures; tout écart par rapport aux valeurs réelles se traduira aussi en erreurs dans l'ISP, quelle que soit la qualité des coefficients de déflation. La révision de 1969 des comptes nationaux a légèrement modifié l'évaluation de l'accroissement des prix en longue période, et les révisions des estimations préliminaires de la dépense nationale altèrent les estimations courantes de la variation trimestrielle des prix. Il faudrait une analyse plus détaillée pour déterminer les sources et la nature exactes de l'erreur due aux méthodes de comptabilité dans l'ISP, mais, d'après l'analyse

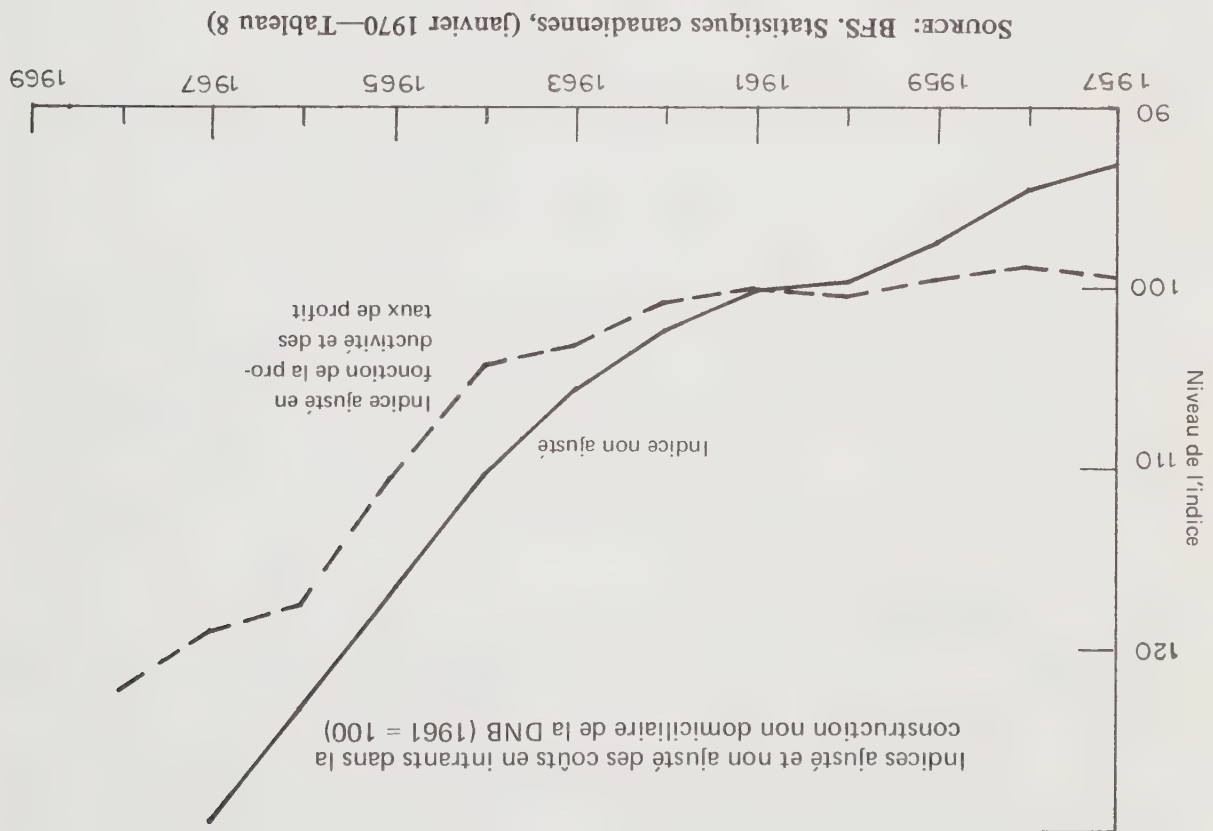
de l'inflation sera très sensible au biais qui affecte l'IPC. Mais il convient de noter que le biais de l'ISP dû à la correction sur le biais de l'IPC et d'autres coefficients de déflation, on ne peut pas être de 0.5 pour cent par an. Sans informations plus spécifiques et plus détaillées approximative du biais dû à la correction de l'inflation serait donc de l'ordre de la productivité et des taux de profit, devrait être négligeable. Notre estimation de biaisage exercé par la formation de capital, avec le traitement révisé de Le secteur public pourrait causer un biais de 0.2 pour cent de l'ISP, mais l'effet en fonction de l'importance relative des dépenses des particuliers dans la DNB. 0.6 pour cent. Cela représenterait un biais de l'ISP d'environ 0.3 pour cent, particuliers serait biaisé vers le haut d'un taux moyen annuel d'environ 0.5 ou de son coefficient de déflation principal, c'est-à-dire l'IPC, le secteur des par-pleur du biais dû à la correction de l'inflation dans l'ISP. Selon le biais supposé Cette analyse a fourni des estimations très approximatives partielles de l'am- la direction du changement est différente.

Les variations des stocks de produits non agricoles sont principalement corrigées de l'inflation à l'aide de l'indice des prix de gros. Cet indice comporte plusieurs défauts qui affectent sa validité²³. On obtient des estimations en dollars constants des variations des stocks agricoles en appliquant les prix de l'année de base (1961) aux variations des stocks physiques. Mais, étant donné que la variation des stocks ne représente pas la demande nominale finale pour les biens et services, il semble préférable de supprimer cet élément de l'ISP si on utilise ce dernier pour mesurer la variation globale des prix. C'est ce qui a été fait dans le graphique 3.5, où on le compare avec l'ISP comprenant la variation des stocks. Les deux séries ont une tendance générale identique, mais les variations d'un trimestre à l'autre, de l'indice qui inclut les variations des stocks sont un peu plus marquées, et dans quelques cas, la direction du changement est différente.

Il n'était pas possible d'inclure cette analyse dans la présente étude. Dans ces deux secteurs, un examen détaillé de la correction de l'inflation nécessiterait une analyse des indices des prix à l'exportation et à l'importation, des indices des prix de vente dans l'industrie et de l'indice des prix de gros. Il n'était pas possible d'inclure cette analyse dans la présente étude.



GRAPHIQUE 3.4



GRAPHIQUE 3.3

Répartition de la formation brute de capital fixe en dollars courants dans la DNB, 1961 et 1968

TABLEAU 3.6

Catégorie de dépenses		1961	1968
..... Pourcentage			
Construction domiciliaire.....	21.6	19.1	
Entreprises.....	21.5	19.0	
Gouvernements.....	0.1	0.1	
Construction non domiciliaire.....	48.2	44.8	
Entreprises.....	30.4	27.9	
Gouvernements.....	17.8	16.9	
Machines et équipement.....	28.0	33.7	36.1
Entreprises.....	2.2	2.4	
Gouvernements.....			100.0
<hr/>			
Valeur de la formation brute de capital fixe (millions de dollars).....		8 317	13 165

Ici, encore, il est impossible sans informations supplémentaires d'évaluer les méthodes suivies pour ajuster au titre de l'amélioration de la productivité du travail et des bénéfices les indices révisés de la construction. Un ajustement constant, basé sur la productivité moyenne de travail pendant plusieurs années, exagèrera ou minimisera la variation réelle de productivité pour un trimestre ou une année donné si l'accroissement de la productivité ne se produit pas uniformément. Cependant, ceci n'exercera vraisemblablement pas une influence considérable sur la qualité des coefficients de déflation. Le fait que l'on ne parvienne pas à ajuster complètement l'accroissement de la productivité dans les intrants autres que la main-d'œuvre est sans doute plus important. Nonobstant ces observations, on considère que les indices corrigés de la construction, qui affectent plus des deux tiers de l'élément formation de capital, représentent des améliorations par rapport aux coefficients de déflation antérieurs; et ils suppriment de ce secteur la source de biais identifiée par le Conseil économique. Par conséquent, le biais dû à la correction de l'inflation dépend principalement de la qualité des autres indices composant les coefficients synthétiques de déflation des prix, surtout les indices des taux de salaires dans la construction et les indices de prix de vente dans l'industrie pour les matériaux. En outre, on utilise des indices des services publics d'électricité et de communications, et de la construction des routes²². On ne cherchera pas ici à évaluer ces indices.

On n'a pas examiné les trois autres éléments de l'indice synthétique des prix—les exportations, les importations et la variation des stocks. Prises ensemble, elles représentent moins de cinq pour cent de la DNB, quoique, prises

²² On peut trouver des analyses de l'indice des prix de la construction domiciliaire et non domiciliaire et du génie civil dans *Statistiques canadiennes*, janvier et juillet 1970.

hausse des prix et à calculer un indice de la variation globale des prix qui serait presque certainement biaisé vers le bas¹⁷. Si les valeurs attribuées ici au biais dû à la correction de l'inflation sont exactes, le niveau actuel de l'indice des dépenses courantes des gouvernements resterait de l'ordre de 150 en 1970, et l'indice global ne serait réduit que de deux points. Quoique la correction de l'inflation dans le secteur public limite la précision de l'évaluation du changement de prix, elle n'apparaît pas comme une limitation primordiale¹⁸.

La formation brute de capital fixe

Le tableau 3.5 résume l'importance relative des catégories de la formation brute de capital fixe; ce secteur représentait légèrement plus du cinquième de la DNB, chaque année. Il est difficile d'obtenir des coefficients de déflation pour les composants de ce secteur à cause de l'hétérogénéité des unités achetées au cours du temps et l'absence d'un élément de prix dans de nombreux projets de construction. Nous avons indiqué précédemment que, même s'ils sont relativement homogènes, les logements séparés et multiples, de catégorie courante, créent de graves problèmes de mise au point de l'indice. En conséquence, on obtient généralement les coefficients de déflation à partir des indices des coûts des intrants qui comprennent habituellement des coûts en matériaux et en main-d'œuvre. Il y a encore peu de temps, les coefficients de déflation n'étaient pas ajustés aux accroissements de productivité des ressources et on leur a reproché d'exagérer les changements de prix¹⁹. Une autre source potentielle de biais variable tient à ce que l'on ne tient pas compte des variations des taux de profit dépendant des conditions globales d'offre et de demande dans la construction. On s'est efforcé dans les comptes nationaux révisés, de tenir compte des deux facteurs dans les dépenses de construction domiciliaire et non domiciliaire. On a effectué des ajustements de productivité (pour les accroissements de la production moyenne par ouvrier de la construction) pour la période écoulée depuis 1950 et des ajustements des marges bénéficiaires pour la période écoulée depuis 1957²⁰. Les graphiques 3.3 et 3.4 illustrent les effets de ces ajustements sur les changements de prix mesurés pour la construction. Selon Walters, les ajustements ont élevé le taux annuel de croissance de la construction de 1950 à 1967 de un pour cent et la croissance de la DNB de 0.2 pour cent²¹.

¹⁷ La recommandation du «Joint Economic Committee» de supprimer un élément soi-disant fortement biaisé, constitue un autre exemple de cas où l'on essaie d'écarter l'erreur due à la mesure par suppression plutôt que par substitution, omettant en même temps les véritables (et importantes) variations de prix.

¹⁸ Pour les dépenses courantes des gouvernements, l'indice des prix non publié du type Laspeyres a des valeurs plus basses que l'indice à pondération courante pendant la majeure partie de la période 1954 à 1957. Ce résultat indiquait simplement que les prix et les quantités ont augmenté au cours de la période. L'indice de Laspeyres fournit donc une mesure du changement de prix plus acceptable, même si les différences n'étaient pas marquées. Cette observation confirme la nécessité de préciser et de publier un indice pondéré pour la période de base.

¹⁹ Cf. Conseil économique. *Troisième exposé annuel*, op. cit., p. 85; également Congrès des Etats-Unis, *Inflation and the Price Indexes*, op. cit., pp. 47-49.

²⁰ BFS. *Comptes nationaux, revenus et dépenses, 1926-1968*, op. cit., p. 13. On trouvera une description de la méthodologie suivie lors de ces ajustements dans P.S.K. Murty, «Revised Price Indexes of Construction Expenditures for GNE Deflation», *Canadian Statistical Review*, nov. 1970.

²¹ Dorothy Walters, op. cit., p. 60.

(c) Services commerciaux non agricoles—comprennent les transports, les communications, d'autres services publics, le commerce, la finance, les assurances et l'immobilier, les cabinets de médecin, de dentiste, etc.

Le tableau suivant résume les variations de la productivité annuelle estimée (par personne employée) pour chaque classification.

TABLEAU 3.5

Amélioration de la productivité estimée pour des catégories d'employés choisies. (Variation annuelle moyenne de la production par personne employée)

Services commerciaux	Emplois commerciaux non agricoles	Emplois commerciaux, non agricoles, non manufacturiers Pourcentage
1961-1968.....	1.7	2.3	0.9
1965-1968.....	2.0	2.0	1.1

SOURCE: BFS. *Tendances de la Productivité des Agrégats, 1946-1968. (14-201, 1968).*

La catégorie des services commerciaux non agricoles semble la plus proche du secteur public par le type d'emploi et les services produits, alors que la catégorie utilisée par le Conseil économique est sans rapport avec une grande partie des emplois publics. Si l'on utilisait la moyenne de 1961-1968 de la catégorie des services, le taux annuel du biais dû à la productivité diminuerait jusqu'à environ la moitié de celui suggéré par le Conseil économique, même avec le coefficient de pondération augmenté des salaires dans les dépenses courantes des gouvernements; le biais deviendrait d'environ 0.6 pour cent dans le secteur public et de 0.1 pour cent dans l'ISP. Si l'accroissement de la productivité attribué à la catégorie des services commerciaux de 1965 à 1968 a également eu lieu pour les employés du secteur public, il est clair que le biais a augmenté et qu'en raison de l'importance croissante des rémunérations dans ce secteur, le biais global s'est lui aussi accru. Cependant, l'effet de ce léger accroissement de la productivité n'affecte pas de manière significative les grands secteurs déterminés. Sans informations supplémentaires sur les biais affectant d'autres coefficients de déflation, il est bien sûr impossible d'évaluer avec précision le biais total dans l'élément. Mais, en supposant qu'il n'est pas supérieur à celui dû au changement de la productivité, l'ensemble de la catégorie «gouvernements» actuelle serait sujet à un biais vers le haut de l'ordre de un pour cent à cause de la correction de l'inflation, soit moins de 0.2 pour cent dans l'indice global. Un biais de cette ampleur a certainement son importance et il faut en tenir compte lorsqu'on utilise l'indice. Cependant, il n'est pas assez important pour que l'on adopte la recommandation du «Joint Economic Committee» consistant à supprimer cet élément de l'ISP afin d'obtenir une mesure raisonnable du changement global. En fait, cette omission reviendrait à négliger une importante source de

cent en 1961), qui représentent les salaires. Ceci représente les 63.6 pour cent de l'importance relative attribuée aux indices des salaires pour le secteur public dans le tableau 3.2.

Faute d'évaluations acceptables de la production attribuable à la main-d'œuvre dans le secteur public, on utilise le nombre des employés pour mesurer cette production. On l'évalue approximativement, en dollars constants, en multipliant le nombre des fonctionnaires par le salaire moyen d'un fonctionnaire pendant l'année de base. Dans ce calcul des séries en dollars constants, on ne fait aucun ajustement au titre des changements de la productivité des employés ou des changements, dans le temps, de la hiérarchie et des classifications (ce qui traduit aussi, indirectement, l'incapacité d'effectuer les ajustements requis par les variations de productivité). Par conséquent, lorsque l'on calcule un indice synthétique des prix pour les salaires versés par les gouvernements à partir d'une telle série en dollars constants—ou un indice qui les comprend—, c'est l'accroissement de la rémunération moyenne des employés pendant la période sur laquelle porte l'indice que l'on mesure en fait. Si les accroissements de productivité réalisés dans d'autres secteurs de l'économie l'ont aussi été dans le secteur public, le calcul d'un indice de la production à partir du nombre d'employés fournira une sous-estimation de la production, et la rémunération moyenne exagèrera le coût réel d'une unité normalisée de production. Il est utile d'essayer de déterminer l'ampleur de l'erreur due à ce défaut de la méthode de correction de l'inflation.

Le Conseil économique estimait un biais vers le haut de un pour cent par an dans le secteur public et un biais de 0.2 pour cent dans l'indice global, en raison de l'incapacité à refléter les changements de productivité. Une étude récemment effectuée aux États-Unis concluait que l'erreur était suffisamment importante pour que «les changements dans l'ISP doivent être interprétés avec beaucoup de prudence. L'ISP qui ne comprend pas les rémunérations des fonctionnaires fournit probablement une meilleure mesure de l'amplitude générale du changement de prix que l'IPS pour l'ensemble de l'économie»¹⁵. En l'absence de mesures directes de la variation de la productivité, on peut évaluer approximativement l'importance du biais en appliquant la productivité d'emplois semblables dans d'autres secteurs de l'économie. On considère trois différentes classifications de l'emploi à partir des données disponibles sur la productivité¹⁶:

- (a) Emplois commerciaux non agricoles, non manufacturiers—comprennent le forage, la pêche et le piégeage, les mines et les puits de pétrole, la construction, l'électricité et la distribution.
- (b) Emplois commerciaux non agricoles—comprennent tous les corps de métier de (a), et les emplois manufacturiers. (Cette catégorie a été utilisée pour les estimations du Conseil économique).

¹⁵ Congrès des États-Unis, *Inflation and The Price Indexes*, p. 52.

¹⁶ Bureau fédéral de la statistique, *Tendances de la productivité des agrégats, 1946–1968* (14–201, 1968). Il faudrait également vérifier l'exactitude des statistiques sur la productivité lorsque l'on les utilise à cette fin. Mais cela n'a pas été fait et l'on suppose que chacune représente une approximation raisonnable de l'amélioration de productivité dans chaque catégorie d'emploi.

Les dépenses courantes des gouvernements en biens et services

L'importance relative des dépenses courantes des gouvernements a légèrement augmenté au cours de la dernière décennie—passant de 16.3 pour cent de la DNB en 1961 à 17.5 pour cent en 1969. Le tableau 3.4 résume l'importance relative des principaux éléments des dépenses publiques. Les salaires versés par les gouvernements fédéral, provinciaux et municipaux, les soldes et indemnités militaires, et les salaires versés dans le cadre des programmes de santé subventionnés par le gouvernement, représentent près de 70 pour cent des dépenses courantes des gouvernements. De plus, cet élément de l'ISP s'est accru plus rapidement que tout autre et son taux d'augmentation est le double de celui de l'indice global¹⁴.

Il est particulièrement difficile de décomposer les agrégats en valeur des dépenses publiques selon l'élément de dépenses et l'élément de prix, car les biens et services achetés ou produits par le gouvernement ne sont généralement pas des articles de marché. La correction de l'inflation dans les dépenses autres que les salaires se fait pour l'essentiel avec les indices de prix disponibles, souvent inappropriés à cette fonction car ils ne sont pas entièrement comparables aux biens et services figurant dans la dépense. Une grande partie des dépenses relatives à la défense nationale est corrigée de l'inflation à l'aide de séries calculées à partir d'indices des matériaux et des taux de salaires. On utilise des indices spécialement compilés pour les autres 70 pour cent de la catégorie (61.2 pour

TABLÉAU 3.4

Répartition des éléments principaux des dépenses courantes des gouvernements en biens et services dans la DNB, en dollars constants, 1961 et 1968

Catégorie de dépenses		1961	1968
..... Pourcentage			
Salaires versés par le gouvernement fédéral.....	14.1	12.5	
Salaires versés par les gouvernements provinciaux et municipaux.....	29.9	38.2	
Soldes et indemnités militaires.....	9.6	7.1	
Salaires versés dans les hôpitaux et rémunérations de la main-d'œuvre supplémentaire.....	7.6	10.5	
Autres biens et services ^a	38.8	31.7	
	100.0	100.0	
Valeur des dépenses courantes des gouvernements (en millions de dollars).....	6 380	12 078	

SOURCE: tableau 49, document de référence sur les comptes nationaux, à paraître.

^a Inclut les dépenses en capital au titre de la défense nationale et les dépenses courantes des hôpitaux.

¹⁴ L'indice synthétique des prix pour les dépenses courantes des gouvernements se situait à 163.6 en 1970, alors que l'ISP global était de 133.6. BFS, Comptes nationaux, revenus et dépenses (13-001), premier trimestre 1971.

SOURCE: Calculé à partir du tableau 53, document de référence sur les comptes nationaux, à paraître.

Catégorie de dépenses		1961	1968
..... Pourcentage			
Alimentation, boissons et tabac.....	26.0	22.9	
Habille ment, chaussures et accessoires.....	9.1	7.9	
Loyer brut, combustible et électricité.....	18.1	17.1	
Meubles, équipement et entretien de l'ameublement et du foyer.....	7.8	7.2	
Soins médicaux et services de santé.....	4.1	4.2	
Transports et communications.....	13.2	13.8	
Loisirs, distractions, éducation et services culturels.....	5.6	6.7	
Biens et services divers.....	16.2	19.3	
..... Pourcentage			
Valeur des dépenses des particuliers (millions de dollars) ..		25 120	42 360
<i>Classification supplémentaire</i>			
..... Pourcentage			
Biens durables.....	12.3	13.0	
Biens semi-durables.....	11.5	10.8	
Biens non durables.....	39.0	38.8	
Services.....	37.2	37.4	
..... Pourcentage			

Si l'on suppose que les éléments de l'indice des prix à la consommation utilisés pour la correction de l'inflation provoquent un biais net vers le haut de près de un pour cent par an et que d'autres services, y compris ceux indiqués par le Conseil économique, sont également exagérés dans les mêmes proportions, l'évaluation de la variation de prix dans le secteur des particuliers sera également surestimée d'environ un pour cent par an. Aux niveaux actuels des dépenses des particuliers dans la DNB, cela représenterait un biais de 0.5 à 0.6 pour cent de l'indice synthétique des prix. Si l'on suppose, ce qui est probablement plus réaliste, que le biais net combiné causé par l'IPC est de 0.5 pour cent, cela représentera encore un biais de 0.6 pour cent dans le secteur des particuliers et de 0.3 à 0.35 pour cent dans l'ISP. Le biais dû à la correction de l'inflation dans l'indice synthétique des prix est manifestement sensible à tout biais de l'indice des prix à la consommation, et en subit largement l'influence.

TABLEAU 3.3

Répartition des dépenses des particuliers en biens et services dans la DNB, en dollars courants, en 1961 et en 1968

représentaient 55.1 pour cent de la pondération dans le calcul de correction de l'inflation de la DNB en 1961. On ne dispose pas de statistiques pour des années plus récentes, mais, en supposant que l'importance relative de l'IPC au sein des dépenses des particuliers est restée constante, l'importance relative de l'IPC dans le calcul de la correction de l'inflation dans la DNB aura décliné d'environ 8 pour cent (4 points) à cause de la diminution relative du secteur des particuliers. Le tableau 3.3 résume la répartition des dépenses des particuliers et présente une classification supplémentaire.

Par la correction de l'inflation, on a essentiellement pour objectif l'évaluation du produit «réel», mesuré en termes physiques et non en termes d'utilité ou de caractéristiques intangibles. Ceci impose une contrainte quant au type d'indice des prix à la consommation utilisé. De plus, il faut un indice qui reflète avec précision les variations des prix payés par les consommateurs plutôt qu'un indice des prix demandés calculé avec une structure fixe de points de vente au détail. En conséquence, les aspects traditionnels de traitement de la qualité lors de la mise au point de l'indice et de distinction entre un indice des prix de détail et un indice des prix payés par les consommateurs sont d'une importance capitale pour déterminer si l'IPC est approprié à la correction de l'inflation. On a affirmé qu'un certain biais positif provient de ces deux sources. Une autre source possible d'erreur (erreur d'échantillonnage) concerne les restrictions de l'échantillon de l'IPC. Étant donné que le secteur des particuliers recouvre toutes les catégories de ménages, il est évidemment nécessaire d'avoir un IPC représentatif de la population entière, non limité par des caractéristiques de revenus, de dimension de la famille, ou d'urbanisation. L'IPC ne subit aucun ajustement destiné à contrebalancer les limites dans lesquelles il est applicable. Il est impossible de prédire les conséquences globales de l'utilisation de l'échantillon de l'IPC; dans certaines catégories individuelles, le coefficient de déflation sera probablement biaisé vers le haut et, dans d'autres, il sera biaisé vers le bas. Cependant, cet aspect souligne encore la nécessité de supprimer de l'IPC la limite de l'échantillon et d'établir un indice des prix payés pour les prix à la consommation.

L'élément services de l'ISP (37.4 pour cent des dépenses des particuliers en 1969) inclut une proportion indéterminée mais importante de services médicaux, légaux, de réparations et de services personnels qui présentent des problèmes difficiles de compilation en indice. À cause des difficultés tenant aux ajustements au titre de la productivité et de la qualité, il est probable qu'un certain biais vers le haut affectera les séries, disponibles ou calculées, utilisées pour la correction de l'inflation. De même, l'élément services des dépenses des particuliers inclut des dépenses faites par des organismes non commerciaux auxquels le Conseil économique a attribué un biais positif. Cependant, tous les biais ne sont pas positifs. Les dépenses pour les logements loués ou possédés (13.8 pour cent des dépenses des particuliers en 1968) sont corrigées de l'inflation à l'aide d'une version légèrement modifiée de l'indice des loyers de l'IPC. Tout biais vers le bas de cet indice minimisera le changement de prix dans ces catégories de dépenses.

minimisieront la variation de prix. Les données disponibles indiquent que la correction de l'inflation se solde par un certain biais vers le haut dans l'indice

synthétique des prix.

L'analyse suivante ne traite pas de tous les aspects de ce problème. L'examen de l'indice des prix à la consommation a suffisamment démontré que la détermination de l'ampleur du biais et même, dans certains cas, de sa direction, représente une tâche extrêmement complexe. De plus, l'analyse ne porte—et pas de manière exhaustive—que sur trois des six principales catégories de dépenses de la DNB. Même si ces trois éléments représentent environ 95 pour cent de la DNB, il serait souhaitable d'étudier avec soin chacun des trois autres éléments. Par conséquent, notre analyse n'est que partielle, mais elle sert à indiquer l'ordre de grandeur du biais dû à la correction de l'inflation, les points susceptibles d'entraîner des difficultés dans l'ISP, et, ce qui n'est pas négligeable, les principales sources de biais dus à la correction de l'inflation dans l'indice.

Le Conseil économique du Canada a effectué une analyse similaire pour identifier et quantifier les biais dus à la correction de l'inflation dans trois domaines—la construction, les dépenses courantes des gouvernements et es dépenses des particuliers en biens et services¹³. Le Conseil économique la conclut que pour les trois catégories analysées, l'ISP exagère le changement de prix de 0.5 pour cent par an, mais sans inclure dans ce chiffre de biais dus au coefficient de déflation le plus important, à savoir l'indice des prix à la consommation. Au vu de l'analyse précédente, ceci apparaît comme une omission importante. En fait, en vertu des hypothèses relatives à l'IPC, ce pourrait facilement être la principale source de biais dû à la correction de l'inflation. En outre, depuis l'étude du Conseil économique, on a révisé les comptes nationaux et modifié certains coefficients de déflation. C'est pourquoi nous analysons à nouveau les secteurs des dépenses de formation du capital, des dépenses des particuliers et des dépenses courantes des gouvernements, pour y chercher les sources possibles de biais.

Les dépenses des particuliers en biens et services

Les dépenses des particuliers forment le secteur de loin le plus important de la DNB mais son importance relative a diminué durant les dix dernières années. Il représentait 64.3 pour cent de la DNB en 1961, et 59.3 pour cent en 1969 (tableau 3.1). On utilise l'indice des prix à la consommation, ou certains de ses éléments, pour corriger de l'inflation une proportion importante des dépenses courantes des particuliers. D'après le tableau 3.2, les coefficients de déflation liés à l'IPC avaient en 1961 une importance relative de 79.4 pour cent, en fonction des coefficients de pondération pour l'année de base, dans l'ensemble du secteur des particuliers, de 92.5 pour cent dans les biens et 57.4 pour cent dans les services. En combinant l'importance relative des coefficients de déflation liés à l'IPC dans les dépenses des particuliers et l'importance relative de ce secteur dans la DNB, les coefficients de déflation liés à l'IPC

¹³Conseil économique du Canada. *Troisième exposé annuel*. «Les prix, la productivité et l'emploi». Novembre 1966, pp. 84-87.

Laspeyres non publié. Cette comparaison n'est pas pleinement satisfaisante car elle implique que le changement de prix «réel» se trouve quelque part entre ces limites. Il n'en sera pas ainsi si l'importance relative des éléments dont les prix s'élèvent le plus rapidement est croissante. Cependant, c'est le seul moyen dont nous disposons pour illustrer les différences tenant aux types d'indice, et c'est aussi la seule méthode possible pour connaître la validité des comparaisons entre l'ISP publié et d'autres indices de prix publiés, tels que l'indice des prix à la consommation, qui sont pondérés pour la période de base.

Le graphique 3.2 illustre les variations trimestrielles des deux indices (en excluant les fluctuations des stocks) pour la période commençant au premier trimestre de 1960. Pour les deux indices, les données sont tirées des comptes nationaux non révisés. Dans toute la période, l'indice de Laspeyres indique un taux de variation de prix plus élevé, et on observe l'écart le plus marqué durant la période où l'inflation des prix était considérée comme la plus grave, c'est-à-dire de 1965 à 1969. Si on prend le premier trimestre de 1965 comme point de référence, l'indice de Laspeyres augmente d'un taux annuel de 4,7 pour cent tandis que celui de Paasche augmente au taux de 4,3 pour cent¹².

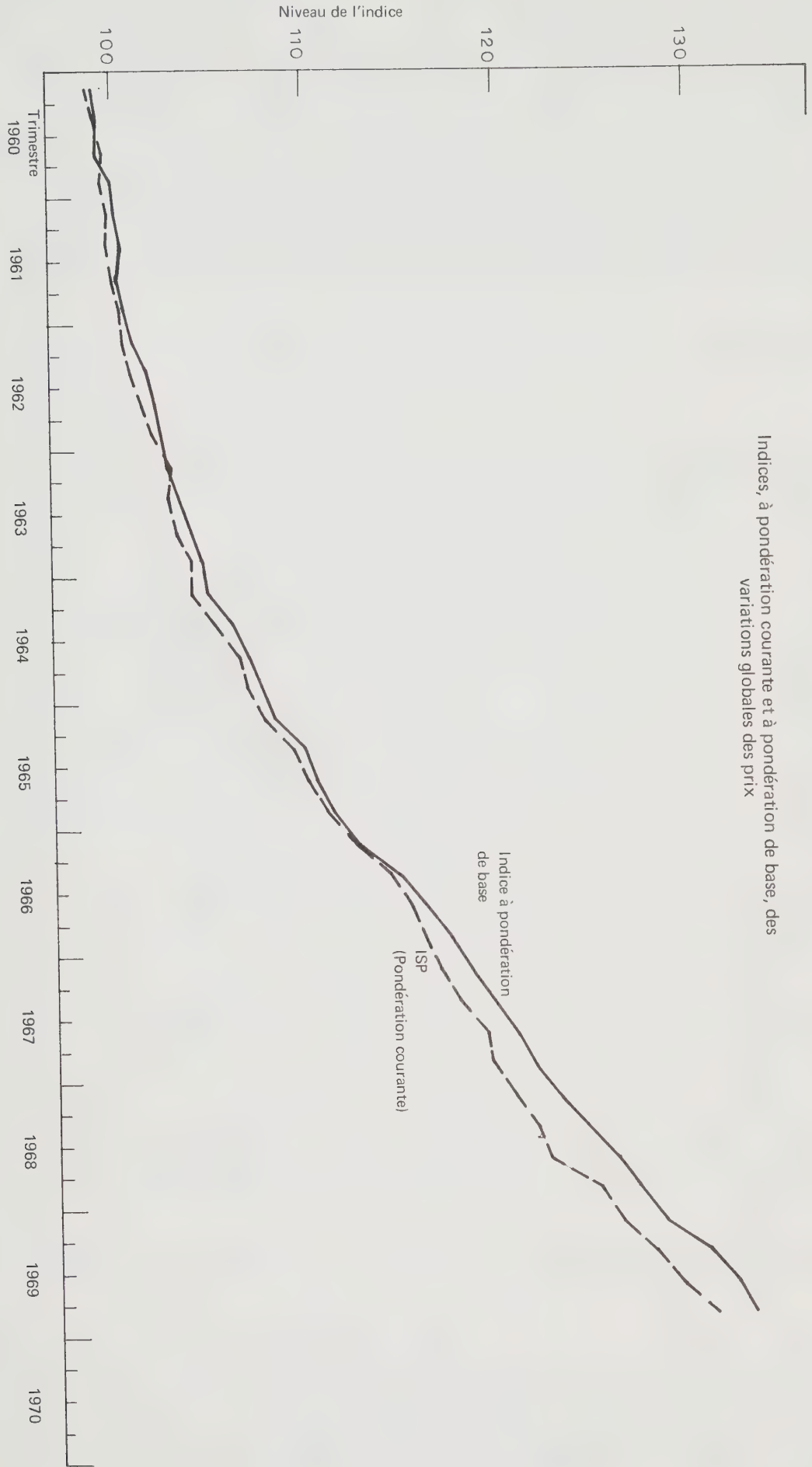
Ces résultats sont compatibles avec la relation anticipée entre les indices à pondération de base et à pondération courante. Si l'on suppose que, pour les prix, les coefficients de pondération et les définitions utilisées, le taux «réel» de variations des prix est limité par les deux types d'indices, les données suggèrent que l'ISP est affecté par un léger biais de formulation vers le bas (*moins de 0,4 pour cent par an*) de 1960 à 1969. De plus, le changement des structures de dépenses associé avec le type d'indice à pondération courante n'affecte apparemment pas de manière appréciable la variation de prix mesurée ou l'utilisation de l'indice. Cependant, il faudrait effectuer une analyse beaucoup plus approfondie avant de pouvoir conclure catégoriquement à ce sujet. Par exemple, depuis 1961, les dépenses courantes des gouvernements ont augmenté en proportion de la DNB; et, en même temps, elles accusaient le plus fort taux d'accroissement des prix. Une corrélation positive entre le prix et le coefficient de pondération implique un rapport Laspeyres-Paasche inverse. Il est clair qu'une analyse de ce rapport, élément par élément, serait utile, mais les données requises pour une telle analyse n'étaient pas disponibles au moment de notre étude.

Deuxièmement, il convient d'étudier les sources possibles d'erreurs dans l'ISP, tenant à des erreurs dans les coefficients de déflation. La méthode de calcul de l'ISP implique assurément que les erreurs dans les coefficients de déflation se retrouvent dans les séries corrigées de l'inflation. Un coefficient de déflation des prix caractérisé par un biais vers le haut (à cause de sa formulation de type Laspeyres, du traitement inadéquat de la qualité, de l'omission de l'accroissement de la productivité des ressources, ou de quelque source que ce soit) fournira une évaluation biaisée vers le bas du produit réel et une évaluation biaisée vers le haut de la variation de prix. À l'inverse, les coefficients de déflation affectés par un biais vers le bas exagéreront la variation du produit réel et

ques.

¹² De 1954 à 1960, l'évolution et le niveau des deux types d'indices étaient pratiquement identi-

GRAPHIQUE 3.2



Sources: Données fournies par le Bureau fédéral de la statistique.

Même si les indices de prix fondamentaux évoluaient de la même manière, les coefficients de pondération différents se traduiraient par des mesures différentes des variations des prix. Ceci est un exemple des difficultés rencontrées lorsque l'on tente de comparer directement les mouvements de prix internationaux à partir des statistiques de prix disponibles.

UNE ÉVALUATION DE L'INDICE SYNTHÉTIQUE DES PRIX

On calcule l'ISP à partir de multiples données du marché, et d'évaluations, et on le corrige de l'inflation à l'aide d'un grand nombre d'indices disponibles ou spécialement élaborés. À cause de cette combinaison de facteurs, l'indice n'est établi que trimestriellement et publié (dans sa forme préliminaire) avec un retard de près de deux mois. Pour de nombreux aspects de la politique économique, un indicateur économique important dont on ne peut disposer plus souvent que trimestriellement et avec un retard moyen d'un trimestre, peut être considéré comme inadéquat¹⁰. Une des raisons pour lesquelles on utilise de plus en plus l'indice des prix à la consommation pour analyser les conditions économiques tient sans aucun doute au fait qu'il est bien plus facilement disponible et n'est pas sujet à des révisions. Mais, malgré cet attrait, l'IPC ne porte que sur les transactions commerciales en biens et services utilisés par les ménages et, comme nous l'avons mentionné précédemment, les statisticiens qui le compilent avertissement qu'il n'est représentatif des variations de prix que pour des échantillons de ménages. L'IPC n'indique pas la variation de prix qui affecte les dépenses des gouvernements ou les dépenses de formation du capital. Ces omissions pourraient revêtir une grande importance car, ensemble, elles représentaient près de 40 pour cent de la DNB en 1969. De plus, l'IPC ne rend compte que des effets de la variation des prix des importations sur les prix à la consommation; il ne fournit aucune information directe sur les prix de la production intérieure exportée, et il n'est pas officiellement ajusté pour tenir compte de l'effet des facteurs saisonniers. La portée étendue de l'ISP désaisonnalisé¹¹ ne souffre pas de ces défauts de l'IPC, mais il reste à déterminer si elles sont des sources importantes de biais dans l'ISP.

Premièrement, afin d'illustrer l'importance du biais théorique vers le bas associé à l'indice de type Paasche, nous le comparons avec l'indice de type

¹⁰ Emery et Rymes, op. cit., p. 54, ont déclaré qu'un indice de prix pondéré pour la période de base pourrait être élaboré mensuellement et publié presque régulièrement que l'indice des prix à la consommation. Actuellement, l'indice pondéré pour la période de base est trimestriel et non publié. Vu les difficultés associées à l'ISP, dont certaines pourraient être surmontées avec un indice à pondération de base, on devrait encourager l'amélioration et la publication de ce dernier et l'on devrait mettre à la disposition du BFS les moyens nécessaires à sa compilation sur une base mensuelle.

¹¹ La méthode indirecte de calcul de l'indice apparaît aussi dans l'ISP «désaisonnalisé». L'ISP ajusté n'est pas obtenu en désaisonnalisant l'ISP calculé, mais en calculant le rapport entre les agrégats de dépenses désaisonnalisés en dollars courants et en dollars constants. Cette méthode n'est pas compatible avec la méthodologie habituelle de désaisonnalisation des indices de prix, mais on ne sait pas exactement quel effet cela aurait sur la variation mesurée du prix. À moins que l'on puisse démontrer que la méthode indirecte de désaisonnalisation de l'ISP procure le même indice, ou un indice meilleur, que l'ISP directement ajusté, il semblerait souhaitable de conserver une certaine uniformité dans la méthode d'ajustement et d'utiliser une désaisonnalisation directe de l'ISP.

TABLEAU 3.2
Importance relative des catégories d'indices des prix dans la correction de l'inflation, 1961
(En excluant les stocks et les erreurs)

Catégorie de dépenses	Valeur en dollars courants (milliards)	Coefficient synthétique de déflation des prix	Importance relative dans la catégorie de dépense, en fonction des coefficients de pondération de l'année de base					
			IPC	IPVI/IPG	Prix agricoles		Prix syn- thétiques ^a	Indices des salaires ^b
					Autres prix			
en pourcentage								
Dépenses de consommation des particuliers..	25.1	100.0	79.4	—	.5	2.8	8.3	9.0
Biens.....	15.8	100.0	92.5	—	.8	—	4.9	1.8
Services.....	9.3	100.0	57.4	—	—	7.5	13.9	21.2
Dépenses courantes des gouvernements.....	6.4	100.0	14.6	5.4	—	8.7	7.7	63.6
en biens et services								
Formation brute de capital fixe.....	8.3	100.0	1.5	51.0	4.0	16.8	7.4	19.3
Secteur public.....	1.7	100.0	—	39.9	—	37.8	5.1	1792
Construction domiciliaire.....	—	100.0	—	51.9	—	—	17.7	30.4
Construction non domiciliaire.....	1.5	100.0	—	32.2	—	42.7	5.7	19.4
Machines et équipement.....	0.2	100.0	—	100.0	—	—	—	—
Secteur privé.....	6.6	100.0	1.9	53.8	5.0	11.5	8.0	19.8
Construction domiciliaire.....	1.8	100.0	—	51.9	—	—	17.7	30.4
Construction non domiciliaire.....	2.5	100.0	—	51.3	—	9.9	8.4	30.4
Machines et équipement.....	2.3	100.0	5.6	58.0	14.4	22.0	—	—
Exportation des biens et services.....	7.7	100.0	6.7	24.4	9.4	31.5	17.8	10.2
Marchandises.....	5.9	100.0	—	31.7	12.1	38.2	18.0	—
Importation des biens et services ^c	—8.5	—100.0	—	—	—	—82.1	—12.1	—5.8
Marchandises.....	—5.7	—100.0	—	—	—	—100.0	—	—
Dépense nationale brute (en excluant les stocks et les erreurs).....	39.0	100.0	55.1	16.5	3.3	—4.9	9.1	20.9

SOURCE : Tableau fourni par la Division des revenus et dépenses nationaux du Bureau Fédéral de la Statistique.
^a Les indices synthétiques des prix sont calculés à partir de sources n'incluant pas de prix, telles que la méthode de l'imputation des coûts utilisée pour la construction.
^b Comprend les indices synthétiques des salaires calculés pour les revenus des fonctionnaires.
^c L'élément importation et son prix synthétique sont déduits de la dépense nationale brute.

La pondération réelle de tout indice de prix dans le calcul de correction de l'inflation, pour l'année de base des comptes nationaux révisés, dépend de la pondération explicite de l'indice dans la correction de l'inflation de l'article et du coefficient de pondération relatif tiré de l'importance relative de l'article dans la dépense totale. On peut déterminer les coefficients de pondération de l'année de base pour chaque indice de prix dans le calcul de correction de l'inflation comme le produit de ses coefficients de pondération explicites et relatifs⁸. Par exemple, si en 1961, un article avait un coefficient de pondération de 5 pour cent dans une catégorie qui représentait 1 pour cent de la dépense totale, le coefficient de pondération effectif de l'indice de l'article serait de 0.05 pour cent. Pour les années autres que l'année de base, il est plus difficile de distinguer les coefficients de déflation individuels et de déterminer l'importance relative. Le tableau 3.2 résume l'importance relative des principales catégories de coefficients de déflation pour l'année de base 1961. Ces données ne concernent que les catégories d'indices et ne signifient pas que l'indice lui-même possède un coefficient de pondération aussi grand que celui indiqué.

Ces données indiquent que les indices des prix à la consommation tels que mesurés par l'indice des prix à la consommation global, ou par ses éléments, sont de loin les coefficients de déflation les plus importants. En fonction des coefficients de pondération de l'année de base (1961), on a utilisé des indices des prix à la consommation pour corriger de l'inflation 55 pour cent de la DNB, dont la majeure partie pour les dépenses des particuliers en biens et services. Les coefficients de déflation suivants par ordre d'importance sont les indices des salaires (20.9 pour cent), dont à peu près la moitié du coefficient de pondération provient des indices des salaires des fonctionnaires de la catégorie dépenses courantes des gouvernements. Les indices des prix de vente dans l'industrie et l'indice des prix de gros comptent pour 16.5 pour cent dans le calcul de correction de l'inflation en fonction des coefficients de pondération de l'année de base, avec l'IPVI dominant dans la catégorie de la formation brute de capital fixe. Les trois autres classifications sont relativement peu importantes; les indices synthétiques des prix comptent pour 9.1 pour cent, les indices des prix agricoles pour 3.3 pour cent et d'autres indices de prix, y compris les indices des importations et des exportations pour —4.9 pour cent, c'est-à-dire que les prix des importations étaient relativement plus importants en 1961.

En comparaison, l'indice synthétique des prix américain se composait comme suit, en fonction des coefficients de pondération de 1958 : IPC, 45.6 pour cent; autres prix, 13.5 pour cent; indices des salaires, y compris ceux des fonctionnaires, 12.5 pour cent; prix de gros, 12.3 pour cent; prix synthétiques, 9.3 pour cent; et prix agricoles, 6.8 pour cent⁹. Les différences dans l'importance relative des coefficients de déflation dans l'ISP au Canada et aux États-Unis ne sont probablement pas attribuables à la différence de périodes de base, mais représentent des différences de structure économique et de calcul des indices des prix.

⁸ Congrès des États-Unis, *Inflation and the Price Indexes*. Document soumis au sous-comité des Statistiques économiques du Comité économique conjoint. Congrès des États-Unis. Juillet 1966, p. 93.

⁹ Ibidem, p. 93.

CORRECTION DE L'INFLATION DANS LA DÉPENSE NATIONALE BRUTE (DNB)

Cette section présente sous forme de résumé les principaux indices employés comme coefficients de déflation de la DNB. Ces données indiquent l'importance relative des coefficients de déflation dans le calcul de l'indice synthétique des prix global et de l'indice synthétique des prix par élément, et elles fournissent une base pour quantifier les sources de biais affectant l'indice synthétique des prix. Dans l'ISP, le biais résultant de la correction de l'inflation est fonction de deux variables—l'importance du biais des coefficients de déflation et l'importance relative des coefficients de déflation biaisés dans l'ensemble du processus de correction de l'inflation. Dans le tableau suivant, nous commencerons par indiquer l'importance relative des principales catégories de dépenses et de certains de leurs éléments.

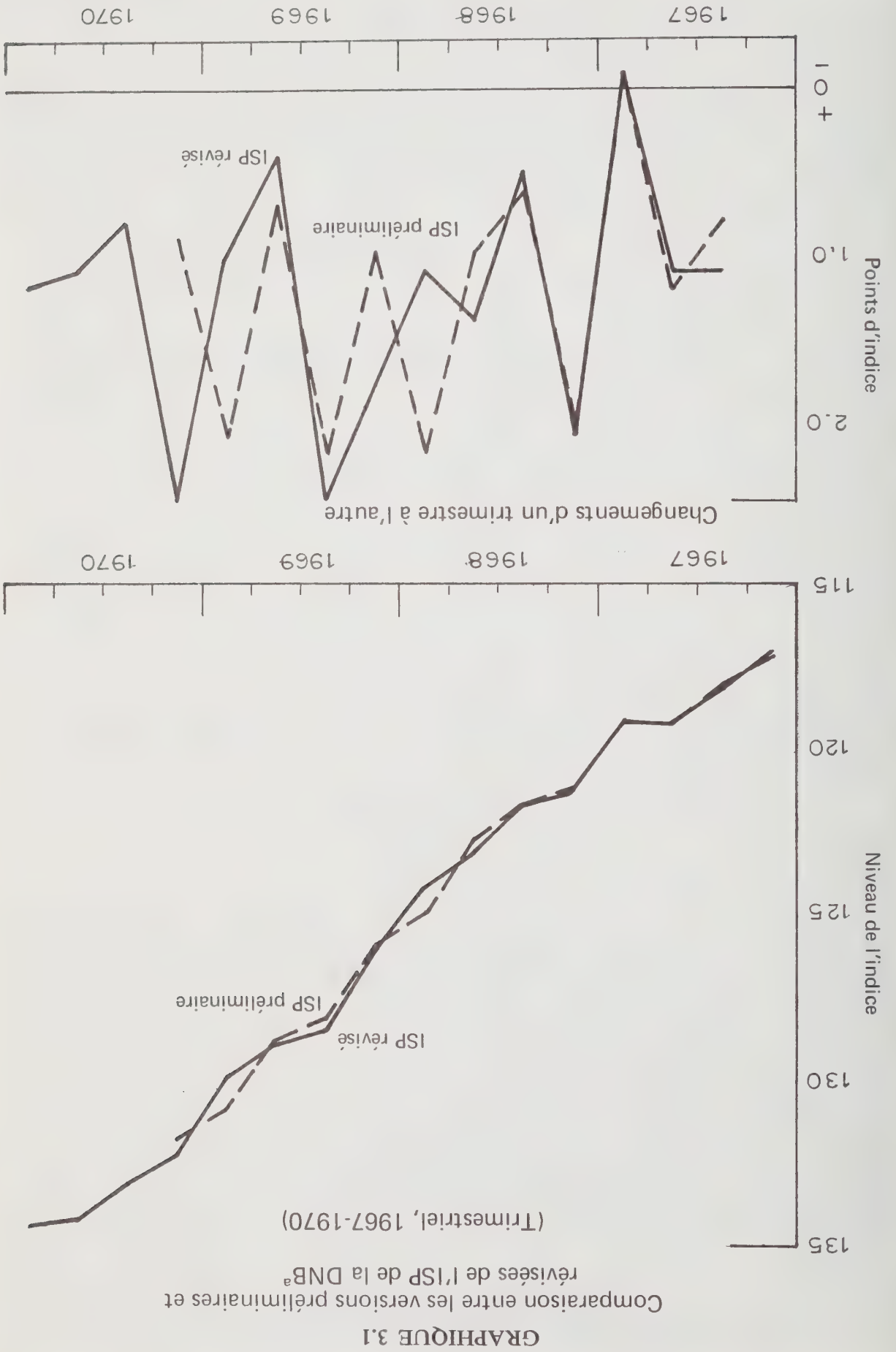
TABEAU 3.1

Répartition de la DNB (en dollars courants) 1961 et 1969

Catégorie de dépenses		1961	1969
..... Pourcentage			
Dépenses des particuliers en biens et services.....			
Biens durables.....	7.9	7.5	
Biens semi-durables.....	7.4	6.4	
Biens non durables.....	25.1	22.9	
Services.....	23.9	22.5	
Dépenses courantes des gouvernements.....			
Formation brute de capital fixe.....		16.3	17.5
Secteur public.....	4.3	21.3	21.7
Construction domiciliaire.....	—	—	3.8
Construction non domiciliaire.....	3.8	3.4	
Machines et équipements.....	0.5	0.4	
Secteur privé.....	17.0		17.9
Construction domiciliaire.....	4.5	4.9	
Construction non domiciliaire.....	6.5	6.0	
Machines et équipements.....	6.0	7.0	
Ajustement des stocks.....	0.3		
Exportations.....	19.6		
Importations.....	—21.7		
Erreur.....	—		1.3
Valeur de la DNB (millions de \$).....		39 080	78 537
		100.0	100.0

SOURCE: Calculé à partir du tableau B, *Comptes nationaux, revenus et dépenses*, et données fournies par la Division des comptes nationaux et dépenses nationales du BFS.

(a) L'ISP préliminaire a été publié dans le BFS 13-001, Comptes Nationaux des Revenus et des Dépenses, Premier trimestre 1970, et l'IP1 révisé, dans le BFS 13-001, Quatrième trimestre 1970.



⁷ On trouvera une analyse détaillée de la théorie et de la méthodologie d'un indice pondéré pour une période de base des prix dans la dépense nationale brute dans B. J. Emery et T. K. Rymes, «Price Indexes in a Social Accounting Framework», *CPSA Conference on Statistics 1962 and 1963*, pp. 153-188. C'est à notre connaissance, le seul document qui fasse référence à cet indice.

Ces révisions sont probablement moins importantes quand l'indice est utilisé aux fins d'analyses à long terme dans lesquelles on accorde moins d'importance au changement le plus récent ou aux fluctuations de trimestre en trimestre. Afin d'indiquer dans quelle mesure des révisions de l'ISP peuvent affecter l'interprétation des variations d'un trimestre à l'autre, le graphique 3.1 résume les valeurs préliminaires et révisées de l'indice, ainsi que les fluctuations de trimestre en trimestre pour la période de 1961 à 1970. Les données sont extraites de la publication *Comptes nationaux, revenus et dépenses* du premier et du quatrième trimestres (BFS, 13-001). Les révisions concernent principalement les estimations de la DNB. Les écarts entre les niveaux des indices dans le graphique du haut ne semblent pas être importants, mais si on les interprète comme des variations d'un trimestre à l'autre, ils deviennent significatifs. Ils sont plus grands durant les trimestres les plus récents car les données les plus récentes sont généralement susceptibles de subir les révisions les plus approfondies. Parmi les douze variations trimestrielles communes aux deux séries, quatre ont un écart inférieur à 0.2 point, cinq diffèrent d'au moins 0.4 point et trois ont une différence de plus de 1.0 point. Fait des plus significatifs pour une analyse à très court terme, quatre variations ont un sens différent. En supposant que les séries révisées mesurent avec plus de précision le changement de prix, il est évident que les estimations préliminaires de l'ISP doivent être interprétées avec beaucoup de prudence et que l'aptitude de cet indice à révéler les variations de prix sur une base courante en est sensiblement réduite.

Statistique Canada compile un autre indice de l'économie globale qui évite certains des problèmes mentionnés ci-dessus, mais, jusqu'à présent, cet indice n'a pas été publié en tant que série. Il s'agit de l'indice pondéré pour une période de base (du type Laspeyres) des prix dans la dépense nationale, obtenu en combinant toutes les variations de prix selon leur importance relative dans la dépense nationale pendant l'année de base. L'indice actuel de ce type a pour période de base 1961 et 1966 pour base de coefficients de pondération. Les variations d'un trimestre à l'autre de l'indice ont été publiées dans les *Comptes nationaux, revenus et dépenses*, premier trimestre 1969 (BFS 13-001). Ce type d'indice, au contraire de l'indice synthétique de Paasche, peut être directement comparé avec d'autres mesures disponibles de changements de prix car il évite le problème de l'évaluation des modifications des structures de pondération. De plus, ce type d'indice ne nécessiterait probablement pas de révisions fréquentes. On comparera les données non publiées de l'indice à pondération de base de la dépense nationale brute par rapport à l'ISP à pondération courante comme une mesure imparfaite, mais la seule praticable, de l'ordre de grandeur du biais vers le bas de l'ISP publié⁷.

⁶ Ces arguments sont, bien sûr fondés sur les arguments habituels de la demande économique selon lesquels les rapports quantité-prix sont négatifs. D'autre part, si les biens et les services augmentent (ou diminuent) en prix et en volumes, l'inverse sera également vrai. Il est donc évident que des indices de la production à pondération courante devraient donner des résultats opposés, c'est-à-dire qu'un indice ayant des coefficients de pondération courants mesurerait des changements de la production plus importants qu'un indice pondéré pour une période de base.

Enfin, l'utilisation de cet indice est liée aux révisions qu'il subit. On peut classer celles-ci en deux grandes catégories—celles qui sont faites dans l'année qui suit la publication des estimations trimestrielles préliminaires, dues à des révisions des estimations de la DNB, et celles qui résultent de changements importants de méthode ou de technique dans les comptes nationaux, de coefficients de déflation ou d'autres calculs. La révision de 1969 est un exemple de la seconde catégorie où on a modifié les définitions et méthodes de comptabilité et certains coefficients de déflation. De plus, en 1970, la méthode de calcul de l'indice synthétique des prix désaisonnalisé a été modifiée, mais on est maintenant revenu à la méthode précédente. Les estimations préliminaires publiées en premier lieu peuvent être rapidement révisées, ce qui fait varier le niveau et la direction de la variation de l'indice; on ne devrait donc pas attacher une importance excessive aux fluctuations de la première version.

En tant que rapport entre les estimations en valeur courante et constante de la dépense nationale brute, l'indice est sujet à des erreurs dues aux méthodes de comptabilité nationale et aux coefficients de déflation des prix. Dans la section suivante, nous analyserons certains des problèmes de correction de l'inflation et notre étude n'a pas pour objet l'examen ou l'évaluation des méthodes appliquées pour calculer les estimations de la dépense nationale brute aux prix courants. Mais la conséquence principale des erreurs dans la détermination de la DNB tiendra aux coefficients de pondération relatifs affectés à chaque catégorie de dépenses. Une erreur qui se traduit par une surevaluation ou une sous-évaluation d'une catégorie de dépenses exagèrera ou minimisera l'importance des variations de prix de cette catégorie et affectera donc la précision de l'indice global. Le calcul de l'indice implique que les erreurs d'estimation des agrégats de dépenses en valeur courante s'y reflètent, indépendamment de la qualité des coefficients de déflation. Étant donné les diverses utilisations des comptes nationaux et le caractère approprié de l'indice synthétique des prix pour indiquer les variations globales des prix, il serait souhaitable d'entreprendre un examen complet et indépendant des méthodes et des pratiques de la comptabilité nationale.

croissent le plus) au cours du temps devraient avoir des coefficients de pondération courants relativement plus grands, et inversement. En conséquence, les baisses de prix tendent à être surestimées et les accroissements des prix sont sous-estimés dans une série à pondération courante. Ces deux effets se traduisent par une évaluation de la variation de prix moins grande que celle fournie par un indice pondéré pour la période de base⁶.

⁴Ces catégories sont définies de façon assez détaillée dans BFS, Comptes nationaux: revenus et dépenses, *op. cit.*, pp. 5-13.
⁵ Congrès des États-Unis, *The Federal Budget, Inflation, and Full Employment*. Rapport du sous-comité sur la politique fiscale du Joint Economic Committee, novembre 1969, p. 2.

Cette caractéristique limite l'utilisation de l'indice pour mesurer les changements de prix au cours du temps lorsque les structures de pondération varient. Nous essayerons subseqüemment d'étudier les effets des modifications des structures de dépenses sur la variation de l'indice entre les périodes.

$$ISP_{t-1} = \frac{\sum p_{t-1} q_{t-1}}{\sum p_t q_t}, \quad ISP_t = \frac{\sum p_t q_{t-1}}{\sum p_t q_t}$$

On a prétendu qu'un indice à pondération de base devrait se traduire par un biais positif lors de la mesure des variations de prix. De la même manière, un indice à pondération courante devrait causer un certain biais vers le bas. Les biens et les services dont les prix montent le moins rapidement (ou dé-

En tant qu'indice utilisant des coefficients de pondération courants, l'ISP mesure la valeur des dépenses pendant une année donnée, comme une portion de ce niveau des dépenses aux prix de l'année de base (1961 dans les comptes nationaux révisés). Les comparaisons, d'une année sur l'autre, des valeurs d'indice, qui ne comprennent pas l'année de référence, enregistreront toute variation du produit total ou de la composition du produit, ainsi que la variation de prix. Cette caractéristique apparaît en déterminant des ISP auxiliaires (sans période de base pour les prix);

et en valeur constante de la DNB. Une simple opération arithmétique appliquée aux agrégats en valeur courante indique clairement que cette modification de l'indice représente tout bonnement la DNB, moins les stocks (en dollars courants) est une mesure de la demande nominale finale plus précise que la simple DNB⁵. Le calcul précédent de l'ISP pond à une recommandation du Council of Economic Advisers, selon laquelle culer net des changements d'évaluation des stocks. Cette proposition correspond à une recommandation du secteur de la demande finale, on devrait donc le cal-

La DNB et l'ISP, par le truchement des éléments pour lesquels il y a une dé-

Les coefficients de déflation employés sont généralement des indices de prix compilés par d'autres divisions du BFS; cependant, quelques-uns sont calculés ou adaptés aux fins de la méthode de correction de l'inflation.

Le tableau 3.2 indique que l'indice des prix à la consommation, ou certains de ses éléments, sont de loin les coefficients de déflation les plus importants. Étant donné que pratiquement tous les indices de prix sont tirés d'échantillons de prix, on suppose, lors de la correction de l'inflation, que tous les prix inclus dans les agrégats en valeur varient exactement de la même manière—en direction et en proportion—que l'indice utilisé comme coefficient de déflation. De même, lorsqu'on emploie des coefficients de déflation calculés à partir d'indices des prix des intrants, on suppose que les variations de prix du produit final correspondent aux fluctuations des indices des coûts. Évidemment, une autre des sources potentielles d'erreur dans l'indice synthétique des prix tient évidemment aux erreurs qui affectent les indices de prix utilisés comme coefficients de déflation.

L'étape suivante du calcul de l'indice synthétique des prix global consiste à déterminer la somme de toutes les catégories de dépenses corrigées de l'inflation comme une évaluation de la DNB à des prix constants, c'est-à-dire la valeur totale des dépenses courantes aux prix de la période de base. En termes algébriques, ceci s'exprime :

$$V_t = \sum_k V_{tk}$$

Enfin, le rapport entre la valeur de la DNB aux prix courants et sa valeur aux prix constants fournit l'indice synthétique des prix de la dépense nationale brute, c'est-à-dire :

$$ISP_t = \frac{DNB_t}{\sum_i \sum_{k \neq i} p_{ik} q_{ik}} = \frac{V_t}{\sum_k V_{tk}}$$

De la même manière, on peut calculer les indices synthétiques de prix des catégories individuelles de dépenses comme le rapport entre les séries en valeur courante et les séries en valeur constante pour la catégorie, c'est-à-dire :

$$ISP_{tk} = \frac{V_{tk}}{\sum_i p_{ik} q_{ik}}$$

Les indices obtenus de cette façon sont des indices des variations de prix, pondérés pour la période courante, du type Paasche, dont les structures de pondération sont déterminées par l'importance relative des groupes d'articles ou des catégories de dépenses dans la dépense finale.

L'ISP mesure les variations de prix pour toutes les dépenses finales en biens et services produits par l'économie intérieure durant la période considérée.

La demande finale est définie de façon à inclure les dépenses en biens et services des particuliers, les dépenses courantes en biens et services des gouvernements, y compris les dépenses en capital au titre de la défense, la formation brute de capital fixe dans les secteurs public et privé, les exportations et la

global des prix dans l'économie canadienne. Toutes les données sur les dépenses ou sur l'indice synthétique des prix présentées dans cette section se réfèrent aux comptes révisés (publiés après 1969), sauf mention contraire.

De manière caractéristique, lors de la construction d'un indice, on ne peut décomposer exactement un agrégat de dépenses en sa composante prix et sa composante quantité que si l'une des composantes est évaluée directement et l'autre calculée à partir de l'agrégat de dépenses et de la composante évaluée. C'est dire que l'élément prix peut être évalué directement et que l'élément quantité peut être calculé en «corrigéant de l'inflation» l'agrégat en valeur avec l'élément prix, ou bien que l'élément prix peut être obtenu en corrigéant de l'inflation la quantité². La première méthode permet d'obtenir les évaluations du produit «réel» des comptes nationaux. On utilise des indices de prix pondérés sur une période de base pour corriger de l'inflation les dépenses courantes et arriver à une série en valeur «constante», ou une mesure de la valeur courante du produit aux prix de l'année de base. Les changements dans le temps des séries en valeur constante ainsi calculées fournissent un indice du produit réel. Les indices synthétiques des prix correspondent au rapport entre les dépenses en dollars courants et les dépenses en dollars constants ainsi obtenues. Cette méthode est souvent mal comprise et il peut être utile de la revoir plus en détail. La première étape consiste à décomposer la dépense nationale brute aux prix courants du marché en une série de catégories de dépenses courantes. Les catégories de dépenses sont ensuite divisées en catégories d'articles ou de groupes d'articles.³ S'il y a K catégories de dépenses y_k, la dépense courante pour la catégorie kième est :

$$Y_{ik} = \sum_{pu} p_u q_{uk}$$

$$i = 1, \dots, N.$$

et la dépense nationale brute est :

$$DNB_t = \sum_k Y_{ik}$$

$$k = 1, \dots, K.$$

L'analyse suivante indiquera comment la valeur de l'ISP est affectée par les erreurs éventuelles de détermination des valeurs de la dépense courante.

Chaque élément est alors corrigé de l'inflation selon un indice de prix pondéré pour la période de base choisie pour représenter la variation de prix dans cette catégorie, afin de mesurer la dépense de la catégorie à des prix constants. L'indice de prix pondéré pour la période de base peut s'exprimer pour le ième élément :

$$I_{it} = \frac{\sum_j p_{ij} q_{oj}}{\sum_j p_{oj} q_{oj}}$$

$$j = 1, \dots, J.$$

et la valeur en dollars constants de la kème catégorie est :

$$V_{ik} = \frac{I_{it}}{\sum_{pu} q_{uk}}$$

² Karl A. Fox, *Intermediate Economic Statistics*. John Wiley and Sons, Inc.: «New York, London, Sydney, (1968), p. 140.

³ Par exemple, près de 130 éléments distincts sont définis pour les dépenses des particuliers en biens et services.

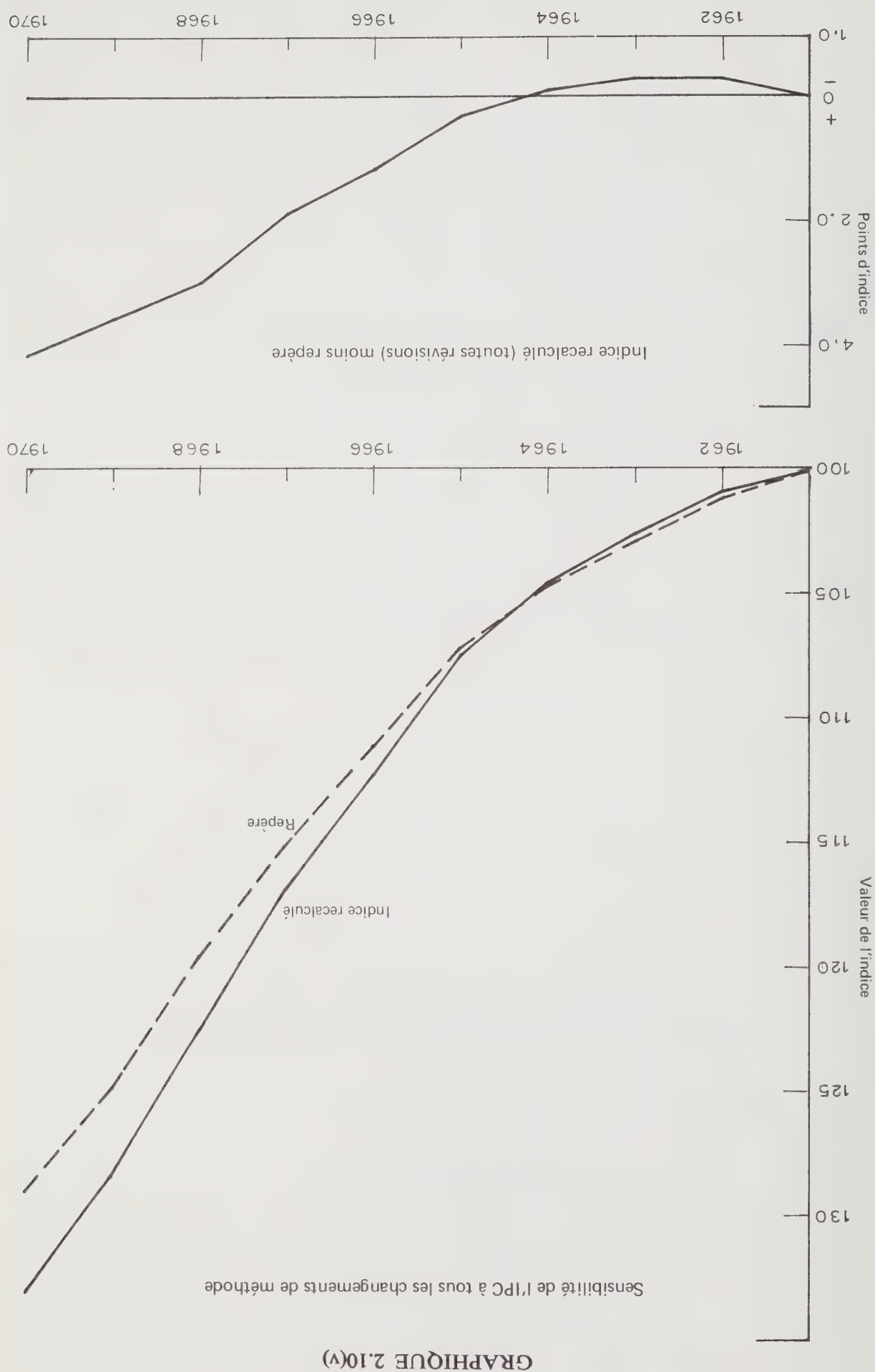
chapitre trois

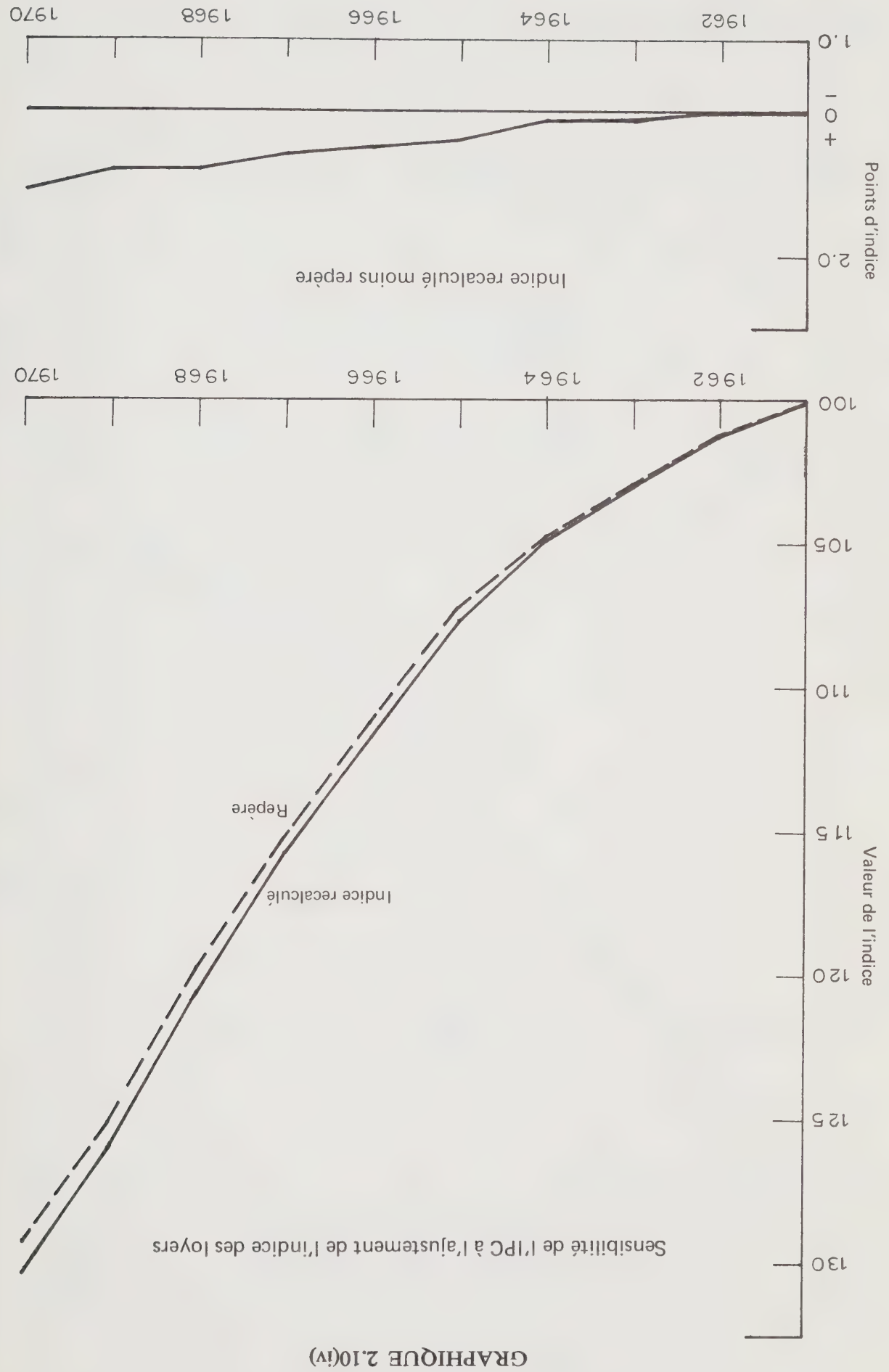
L'INDICE SYNTHÉTIQUE DES PRIX DE LA DÉPENSE NATIONALE BRUTE

INTRODUCTION

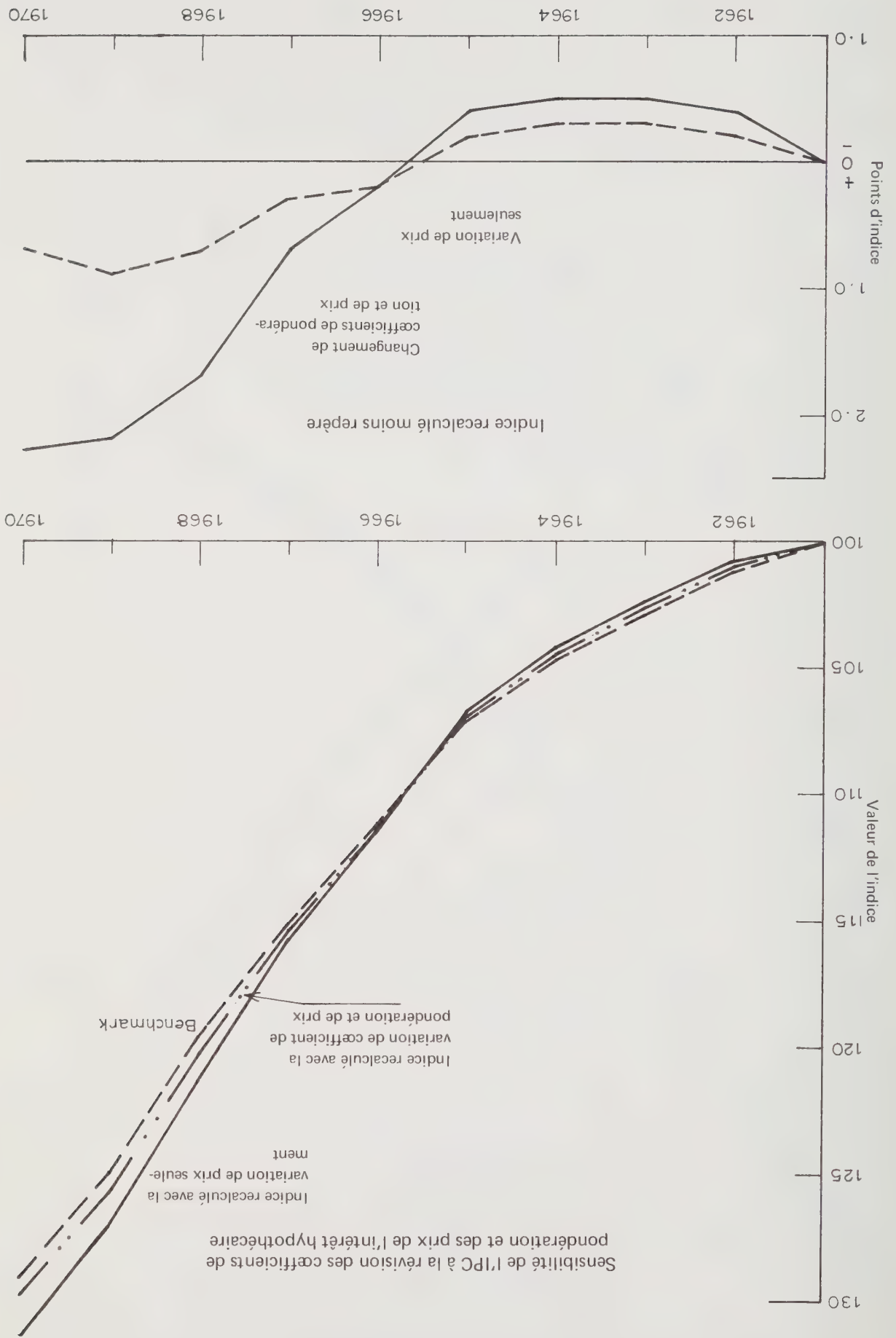
L'indice synthétique des prix de la DNB et les indices de prix correspondants des principaux éléments de la DNB sont publiés par la Division des comptes nationaux, revenus et dépenses du BFS, comme complètement du calcul du produit «réel» à partir des comptes nationaux. Des estimations de la valeur en dollars courants et constants des agrégats, désaisonnalisées, sont publiées trimestriellement dans les *Comptes nationaux, revenus et dépenses* (BFS, 13-001) réparties par catégories principales de dépenses. Pour chaque catégorie, on fournit maintenant, trimestriellement, des indices synthétiques de prix, mais ceux-ci peuvent être calculés facilement à partir des séries en dollars courants et en dollars constants. Ces données sont disponibles dans les deux mois suivant la fin du trimestre auquel elles s'appliquent. Cependant, des révisions subséquentes des comptes nationaux ou des coefficients de déflation modifient parfois les premières estimations de l'indice synthétique des prix. Une révision majeure des comptes nationaux, au niveau des définitions et des statistiques, a été achevée en 1969¹. L'indice synthétique des prix associé à cette révision a pour année de base 1961. Une grande partie des renseignements nécessaires pour étudier la structure et la composition des comptes nationaux, et pour évaluer l'ISP, sera disponible dans un document de référence qui devait être publié en 1969. L'objectif de cette étude est de voir et d'analyser les principales caractéristiques de l'indice dans l'optique de l'évaluation du changement

¹ Pour l'étude de ces révisions et de leurs effets, voir BFS, *National Income and Accounts, 1926-1968* (Août 1969), et Dorothy Walters, *Canadian Growth Revisited, 1950-1967*, Étude no. 28, Conseil économique du Canada, (1970), pp. 53-57.

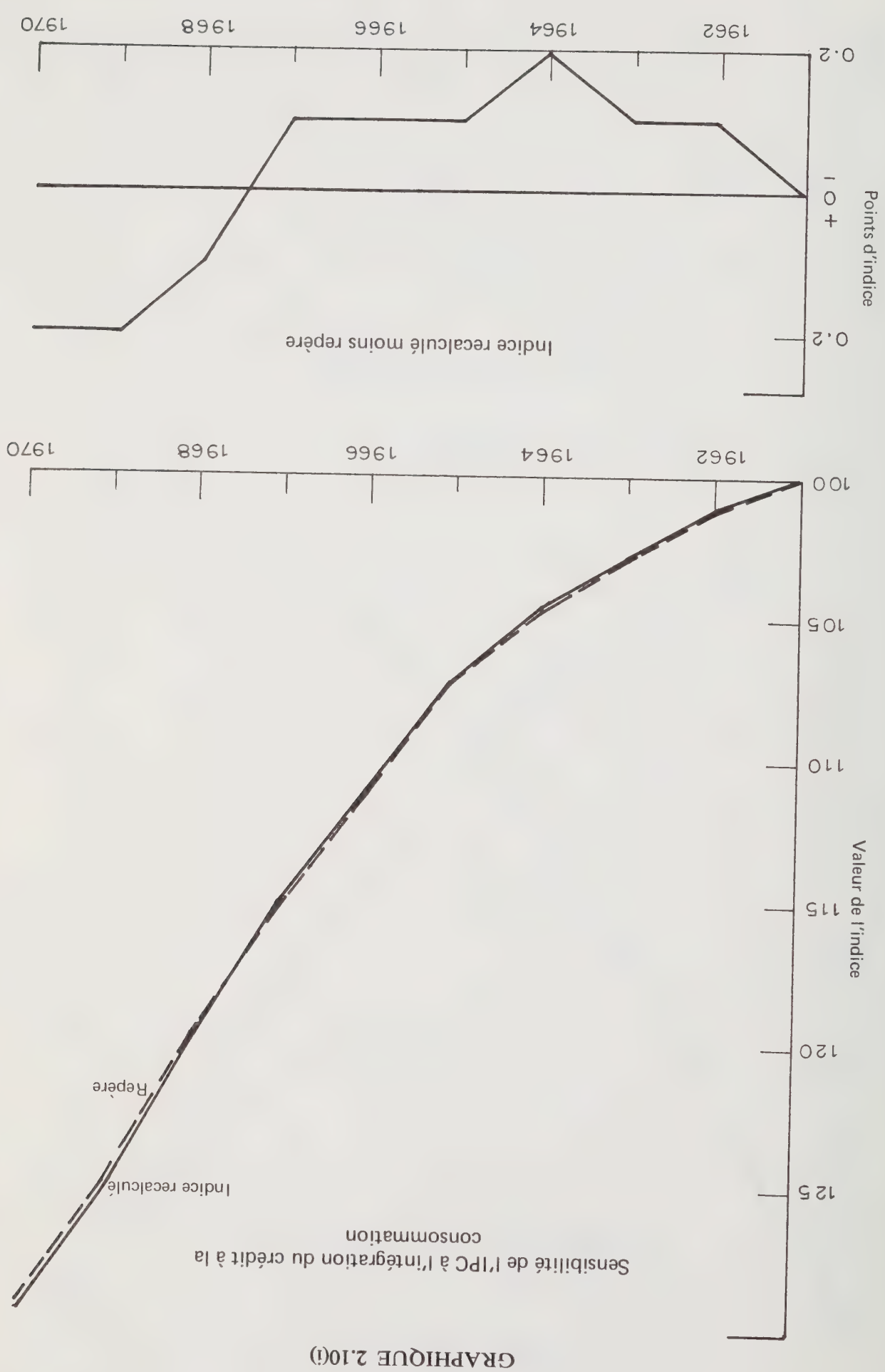




GRAPHIQUE 2.10(III)







et ils augmentent légèrement moins vite, mais après 1966, on observe la situation inverse. À la fin de l'année 1969, l'indice recalculé selon les coefficients de pondération augmentés et les taux d'intérêt courants, atteint un maximum à 2.5 points au-dessus de l'indice de repère, puis il ralentit jusqu'à un écart d'environ 1.8 à la fin de 1970. L'indice de repère continue à monter en 1970, alors que les indices fondés sur les taux courants commencent à décliner, reflétant avec plus de précision l'évolution des taux d'intérêt pendant les mois en cause.

Le graphique 2.10 (iv) illustre l'incidence de l'indice des loyers ajusté au titre d'une amélioration annuelle de la qualité de deux pour cent (d'après le graphique 2.9). Comme prévu, l'effet de hausse de l'indice global est faible, et il s'accroît légèrement après 1964. À la fin de 1970, l'indice recalculé est supérieur d'environ 1.1 point à l'indice du repère.

Le graphique 2.10 (v) résume l'effet combiné de ces changements sur l'indice général. Les révisions fournissent un indice plus sensible aux changements des taux d'intérêt, caractéristique probablement souhaitable pour un indice de l'inflation. L'indice révèle également davantage de variations pendant la période, et un taux moyen d'accroissement des prix légèrement plus grand depuis 1964. Les statistiques mensuelles indiquent un ralentissement plus marqué du taux de croissance en 1970. Par conséquent, si l'on considérait l'indice calculé avec les changements de méthode comme une meilleure (mais encore incomplète) mesure de l'inflation des prix que l'IPC actuel, il indiquerait une inflation légèrement plus marquée de 1964 à 1969, et une désinflation légèrement plus prononcée en 1970. Surtout, cette analyse montre comment l'utilisation et l'interprétation affectent l'importance de l'erreur. Elle indique également que l'indice peut être sujet à d'importantes sources de biais vers le bas; or cet aspect a été amplement négligé jusqu'ici. Afin de conclure sur le biais net de l'indice pour pouvoir l'utiliser comme «indice des prix payés», il nous faudrait évaluer l'importance de la qualité, des «prix payés» et autres biais positifs suggérés, et les pondérer pour contrebalancer le biais net vers le bas indiqué dans cette section. Pour des raisons déjà citées, ceci n'a pas été réalisé. Enfin, la différence de l'évolution de mois en mois des deux séries générales est un autre résultat important de notre analyse. Le biais affecte les utilisations à long terme de l'indice mais les écarts à court terme sont d'une importance cruciale pour les décisions de politique économiques fondées sur les variations à court terme de l'indice. Par conséquent, les sources d'erreurs identifiées dans cette étude sont importantes du point de vue de l'utilisation de l'indice.

ques 2.10(i) à 2.10 (v) et leurs valeurs mensuelles sont classifiées dans l'annexe C. On a indiqué les données directement telles qu'elles sont calculées et en tant que différence entre l'indice recalculé et les valeurs de repère. Les différences positives indiquent que la valeur de l'indice recalculé d'après la méthode modifiée dépasse la valeur de l'indice de repère.

La première modification consiste à intégrer à l'indice le crédit au consommateur. On a utilisé un coefficient de pondération de 1.2 pour cent, choisi dans le tableau 2.6 pour un taux moyen d'intérêt légèrement inférieur à 10 pour cent en 1957. On a calculé une série de prix à partir des taux indiqués par la SCHL (tableau 2.7), en supposant que les taux du crédit à la consommation évoluent comme les taux de prêts hypothécaires. L'effet de cette modification sur l'indice est mineur, mais perceptible, et, de manière significative, il se répartit différemment pendant la période considérée. La version révisée de l'indice s'accroît légèrement moins vite jusqu'en 1964, et un peu plus rapidement après cette date. En 1970, l'indice qui inclut le crédit à la consommation se tient à environ 0.2 point au-dessus de l'indice de repère.

Deuxièmement, on recalcule l'IPC avec un plus grand coefficient de pondération pour les maisons neuves, et on ajuste les séries de prix des maisons neuves pour tenir compte de la productivité et des taux de profit. Le coefficient de pondération des maisons neuves a été arbitrairement doublé afin de compenser les déductions faites à l'origine au titre de la plus-value foncière lors du calcul de ce coefficient de pondération; et nous supposons, pour le moins, que ce coefficient de pondération révisé est encore trop bas pour correspondre à celui d'un indice de prix «purs»⁷⁴. Le graphique 2.10 (ii) indique clairement que l'influence combinée de la multiplication par 2 du coefficient de pondération et de l'utilisation d'une série de prix «non biaisée», affecte très peu l'évolution globale de l'indice. En 1970, l'indice de repère est supérieur d'environ 0.3 point à l'indice recalculé. Cependant, une analyse des observations mensuelles indique un degré considérable de variation à court terme et d'intersections des deux séries. Cela devrait évidemment modifier l'interprétation du changement des prix de mois en mois.

Le graphique 2.10 (iii) présente une évaluation de l'effet de diverses hypothèses relatives à l'intérêt hypothécaire. En premier lieu, le coefficient de pondération est doublé car on suppose que les engagements en hypothèques sont une fonction directe des valeurs des maisons. On applique le coefficient de pondération augmenté à un indice des taux courants de prêts hypothécaires calculés à partir de l'utilisation des taux d'intérêt courants avec le coefficient de pondération actuel (2.4). L'utilisation des taux hypothécaires courants a une incidence considérable qu'amplifie l'augmentation des coefficients de pondération. Les indices recalculés sont inférieurs à l'indice de repère jusqu'en 1966

⁷⁴ Si l'on utilisait directement les données sur les dépenses de 1957 pour les achats nets de maisons (y compris le terrain et la formation de capital) pour déterminer le coefficient de pondération, le coefficient publié serait majoré de 2.77 au lieu de 2.0. Si l'on excluait seulement le terrain, le facteur serait de 2.32. Le fait de multiplier par 2 le coefficient de pondération des maisons neuves représente donc une estimation modérée du coefficient de pondération des transactions requises.

est à nouveau confronté au problème de l'interprétation de l'effet net de plusieurs changements simultanés de coefficients de pondération et de prix. Afin de pouvoir étudier les conséquences de la mise en œuvre des changements de méthodes proposés, nous allons maintenant recalculer l'indice en effectuant certaines des modifications suggérées quant à la détermination des coefficients de pondération et des prix.

SENSIBILITÉ DE L'INDICE À DES CHANGEMENTS DE MÉTHODE PRÉCIS

Au long de cette étude, nous avons indiqué des domaines pour lesquels le concept fondamental de l'indice n'est pas approprié au type d'indice de prix requis pour déceler les variations des prix « purs ». Tous les biens durables, mais particulièrement le logement, ont des coefficients de pondération inférieurs à ceux qu'exigerait un indice de prix « purs ». L'intérêt hypothécaire a également une pondération trop faible et il est décalé par rapport aux fluctuations réelles des taux d'intérêt. De plus, plusieurs catégories de dépenses sont omises de l'indice. Afin d'évaluer l'effet qu'ont sur l'indice plusieurs de ses faiblesses actuelles, on a recalculé l'indice avec des coefficients de pondération modifiés et des séries de prix différentes chaque fois qu'on disposait d'autres données acceptables. Par ce nouveau calcul, on cherche à analyser la sensibilité de l'indice aux changements qui seraient requis pour élaborer un indice de prix « purs ». On ne disposait pas de données suffisantes pour effectuer la totalité des ajustements de prix requis pour obtenir un indice des prix payés. En conséquence, l'indice recalculé reste fondamentalement une présentation en termes de prix demandés. Dans l'analyse qui suit, nous examinerons les effets du changement de chaque élément individuel sur l'indice général, puis nous calculerons l'indice général une fois tous les changements effectués.

Nous n'avons pas pu reproduire exactement l'IPC général de 1961 à 1970 en combinant les coefficients de pondération et les séries de prix publiés. Par exemple, les écarts entre l'indice officiel et nos résultats s'élevaient respectivement à 0,4, 0,5, 0,6, 0,5 et 0,3 pour février, mars, avril, mai et octobre 1970. Cette erreur semble avoir trois origines. Premièrement, les coefficients de pondération du BFS, 62-518, reproduits dans le tableau 2.7, sont, comme on le signale dans le tableau, sujets à l'erreur d'arrondissement. Deuxièmement, en raison de l'incertitude entourant les coefficients de pondération précis des soins médicaux et personnels, on a utilisé le coefficient de pondération de 1957. Troisièmement, si des erreurs de calcul affectent l'indice des prix à la consommation, elles ne sont pas corrigées rétroactivement. De ce fait, un nombre limité d'erreurs apparaîtra vraisemblablement après un certain temps. Quoique l'écart entre l'indice officiel et notre version recalculée ne soit pas marqué, il pourrait donner lieu à des comparaisons erronées lorsque nous effectuerons des modifications de méthodes. C'est pourquoi, à cette occasion, nous comparerons l'indice révisé à notre version calculée de l'IPC, appelée « l'indice de repère », au lieu de l'IPC officiel. Les données sont résumées, par année, dans les graphi-

ticulièrement pour corriger de l'inflation des dépenses des particuliers pour le logement dans la D.N.B., il convient de prendre les mesures nécessaires pour améliorer les méthodes de collecte des données sur les loyers.

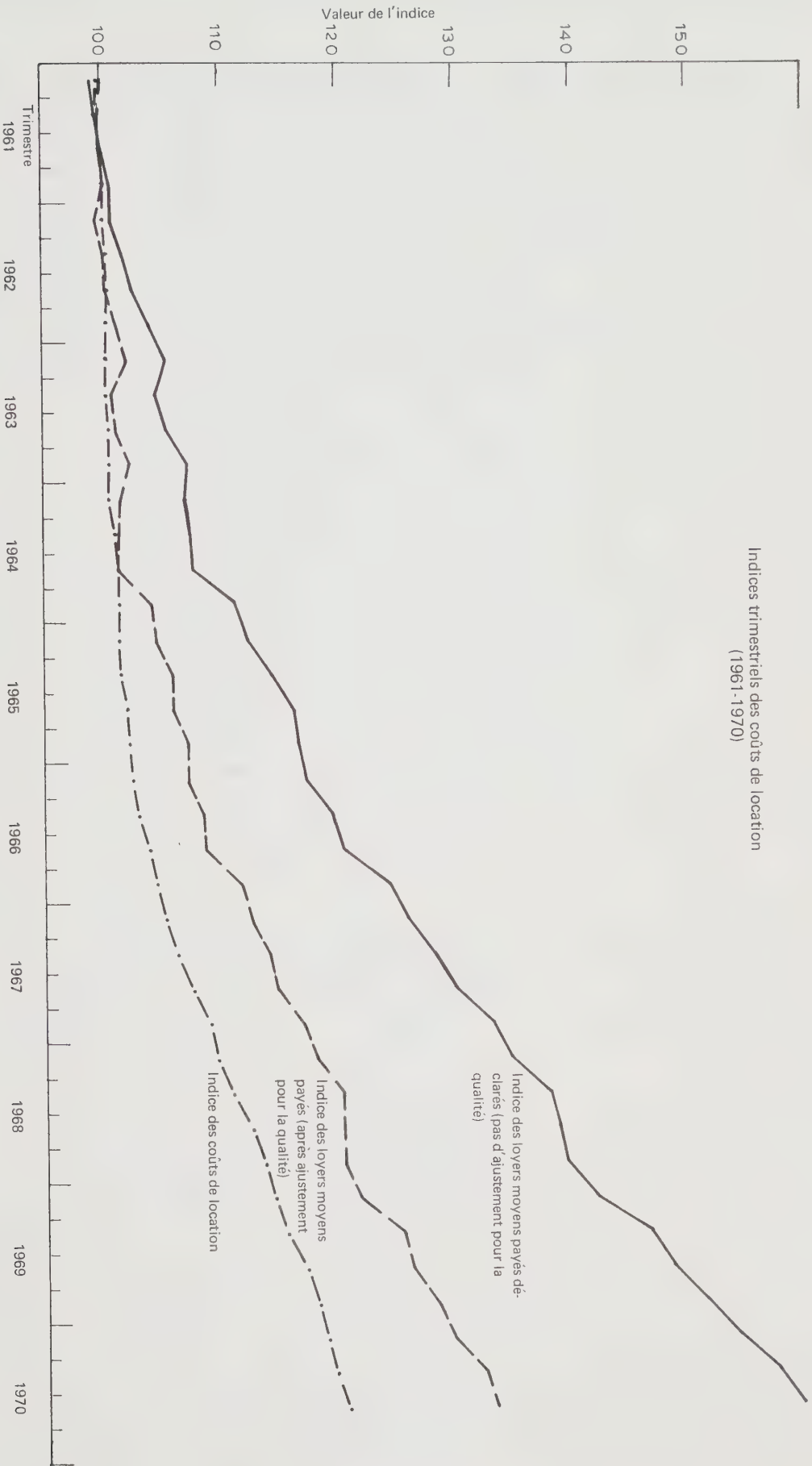
Propriété de la maison

Selon Asimakopulos, l'indice des maisons neuves était biaisé à cause de la méthode d'imputation des coûts utilisés pour «fixer le prix» des maisons, mais il n'y attachait que peu d'importance en raison de la faiblesse de la pondération assignée au logement (2.9 pour cent). Mais il oubliait que dans l'indice, les maisons ont véritablement un coefficient de pondération implicite deux fois plus grand que le coefficient explicite, parce que les changements des prix mesurés des maisons influent directement sur les éléments intérêt des hypothèques et assurances (avec des coefficients de pondération de 2.4 et 0.2 pour cent respectivement). C'est pourquoi tout biais de l'indice des prix des maisons se reflète directement dans la catégorie propriété de la maison, et dans l'indice général, en proportion des coefficients de pondération combinés des trois catégories, maisons neuves, intérêts hypothécaires et assurances (5.5).

On a estimé le biais de l'indice des prix des maisons neuves à partir de l'indice synthétique révisé des prix de la construction de logements, couramment utilisé comme coefficient de déflation de la formation de capital dans la DNB⁷³. Durant la période allant de 1961 à 1969, l'élément «maisons neuves» a augmenté dans l'indice d'un taux annuel moyen d'environ 5.5 pour cent, mais l'indice synthétique des prix ajusté des coûts en main-d'œuvre et en matériaux s'est accru d'un taux annuel moyen de 4 pour cent; on considère la différence de 1.5 pour cent comme une estimation raisonnable du biais résultant de la détermination du prix des maisons neuves. Selon les coefficients explicites et implicites de pondération du logement, dans la catégorie «propriété de la maison», ce nombre représenterait alors un biais annuel d'environ 0.5 pour cent dans l'indice du logement et d'environ 0.1 pour cent dans l'IPC global. Si on intègre le biais positif de l'indice des maisons neuves à l'indice général selon les coefficients de pondération courants, il contrebalance exactement le biais vers le bas attribué à l'élément loyers. Ainsi, si l'on accepte la présentation et les pondérations actuelles de l'IPC, on peut soutenir que les biais de l'élément logement se compensent, ce qui revient à éliminer l'une des sources principales de biais positif indiquée par Asimakopulos. Dans ce sens très restreint, on pourrait prétendre que l'annulation réciproque des biais laisse l'élément logement libre de toute déformation, mais ceci ne change évidemment pas le fait que deux séries individuelles sont biaisées. Mais cette conception étriquée du problème revient à négliger le modèle analytique suivi tout au long de cette étude. Rappelons que le coefficient de pondération des maisons neuves est trop petit pour l'indice des prix «purs»; or, il est évident que si ce coefficient de pondération était augmenté, l'argument des biais qui s'annulent ne tiendrait plus. De même, le tableau 2.7 indiquait l'effet considérable de l'utilisation des taux d'intérêt courants sur l'indice de l'intérêt hypothécaire. Ainsi, on

⁷³ Voir graphique 3.3 et l'analyse dans cette section.

Sources: Indice des loyers moyens payés déclarés—Données fournies par la Division des prix, BFS. Indice des loyers moyens payés—Après ajustement pour la qualité—IRARP corrigé de 2 pour cent par an. Indice des coûts de location, BFS 62-002 (mensuel) pour l'amélioration de la qualité.



GRAPHIQUE 2.9

⁷² Cette hypothèse est considérée comme une limite supérieure du taux d'amélioration de la qualité. On pourrait la vérifier directement en comparant, par exemple, le changement dans la dimension des appartements, la disponibilité de tentures et de tapis, de saunas, de piscines, etc. . . . mais nous ne l'avons pas fait ici. Par conséquent, les conclusions sur l'ampleur du biais ne doivent être considérées que comme des approximations.

au cours d'une période de dix ans. Une autre méthode consisterait à prendre un groupe de logements loués et à suivre leurs loyers pendant, disons, une période de 5 ans, avec un ajustement explicite de qualité effectué à la fin de la période, quand on intègre de nouveaux logements loués. Cette méthode devrait permettre d'évaluer de manière plus précise les variations des loyers que la méthode actuelle. Ou bien, on peut poser l'hypothèse simplificatrice qu'il n'y a pas eu de changement de qualité durant la période, ou une partie de la période, comprise entre 1961 et 1970, et de rendre compte de n'importe quelle variation de prix enregistrée par l'enquête sur la main-d'œuvre comme du changement réel de prix. Cette hypothèse est manifestement imparfaite et engendrerait un certain biais positif car il y aura eu certaines améliorations qualitatives. Par contre, cette hypothèse n'est peut-être pas plus mauvaise que celle qui sert de base à la méthode de raccordement. À défaut de meilleures données, on a posé cette hypothèse et calculé un indice des loyers réellement payés (rendant compte de tout facteur qualitatif tel que la dimension, l'emplacement ou les accessoires qui affectent les prix des loyers) à partir de l'enquête sur la main-d'œuvre. On trouvera dans le graphique 2.9 la comparaison de cet indice avec l'indice publié des loyers.

L'évolution des deux indices est extrêmement différente. Les loyers moyens payés augmentent en moyenne deux fois plus vite que l'indice publié des loyers; on observe des accroissements importants commençant dès la fin de 1964, pour les loyers moyens payés, mais pas avant 1966 pour l'indice publié des loyers. Rappelons que l'évolution des loyers moyens payés ne peut être considérée comme constante en qualité, puisqu'elle reflète tout changement de dimension, de hauteur, d'emplacement et d'accessoires ayant pu se produire dans la location depuis 1961. Cependant, étant donné que l'enquête sur la main-d'œuvre utilise un échantillon fondé sur les probabilités, à tout moment, la probabilité que les appartements nouveaux (de haute qualité) et anciens soient sélectionnés est proportionnelle à leur occupation (et probablement donc à leur nombre), et l'amélioration de qualité a autant de chances d'être intégrée dans l'indice «non ajusté» en fonction de la qualité. Par conséquent, le taux réel d'accroissement devrait se situer entre ces deux limites. Si l'on suppose, de façon arbitraire, que l'amélioration de la qualité pendant la période a été de 2 pour cent par an⁷², et que le loyer moyen payé est ajusté en conséquence, on obtiendrait un indice des loyers d'environ 132 pour le premier trimestre de 1970, approximativement 12 points de plus que l'indice publié. Une erreur de cette ampleur représente un biais vers le bas de plus d'un pour cent par an dans l'indice des loyers, c'est-à-dire d'environ 0.5 dans l'élément logement et d'environ 0.1 dans l'IPC global. Bien que cette estimation du biais vers le bas de l'indice des loyers soit plutôt grossière, on peut la considérer comme raisonnable, sinon faible. Vu son ampleur et l'utilisation de cet élément, par-

⁷¹ Bureau of Labor Statistics, *Monthly Labor Review*, Janvier 1949, p. 66.

Il est impossible de quantifier l'ampleur de ce biais sans échantillonner véritablement des logements loués, ayant la même qualité, pendant une certaine durée. Une méthode consisterait à suivre l'évolution des loyers d'un groupe d'appartements qui étaient neufs en 1961, mais cette méthode ne serait pas entièrement satisfaisante du fait de la détérioration de qualité qui se produirait

certain biais vers le bas affecte l'indice des coûts de location. des prix des loyers en vigueur aujourd'hui. C'est pourquoi nous estimons qu'un loyers au Canada semblent l'accepter comme une pratique de détermination en 1949; le BFS et d'autres organismes bien informés des structures des sur le marché des logements loués, elle a été relevée par le BLS aux Etats-Unis pratique de détermination des prix dénote une absence réelle de concurrence de la qualité, on sous-estime le véritable accroissement de prix. Quoique cette à l'indice et que la variation de prix est entièrement attribuée à l'amélioration logements construits plus tard sont compris dans l'échantillon et «raccorchés» niveaux de loyers différents si les coûts de construction augmentent. Quand des riode, deux édifices identiques construits à des moments différents auront des les coûts de construction sur la durée de l'immeuble ou sur quelque autre pé- pour la première fois, d'en fixer le prix à un niveau qui leur permettra d'amortir de tout bien ou service) sont en mesure, quand leurs logements sont intégrés de détermination des prix des loyers. Si les propriétaires (ou les producteurs Le biais dû au «nouveau logement» va de pair avec une pratique particulière

certain biais vers le bas à cause du problème dit du «nouveau logement»⁷¹. l'échantillon dans l'enquête sur la main-d'œuvre devrait se traduire par un à «raccorder» toutes variations de loyer provenant du renouvellement de ignorons cet élément à cause de sa faible pondération. La méthode consistant façon que l'indice des maisons neuves (à partir des indices synthétiques des par le locataire (pondération 0.2). Ces réparations sont calculées de la même (pondération 8.6) et d'une très petite proportion de réparations effectuées Les coûts de location (pondération 8.8) se composent des coûts des loyers

Coûts de location

neuves (respectivement 122.2 et 171.3 en mai 1971) s'avère exceptionnellement importants quand on considère qu'ils représentent le même type de dépenses de consommation et sont sujets à beaucoup d'influences économiques similaires. On a de fortes raisons de croire que l'écart provient, en partie, de certains biais vers le bas dans le prix de l'élément loyer et de certains biais positifs des prix utilisés dans l'indice des prix des maisons. Dans l'indice des loyers, tout biais vers le bas est important en soi à cause de ses effets sur la précision de l'indice global. Cependant, il est également important parce qu'on l'utilise dans les comptes nationaux pour corriger de l'inflation les dépenses des particuliers pour le logement. Nous rechercherons donc les biais possibles au niveau des deux éléments, coûts de location et maisons neuves.

Cet élément est apparemment une source majeure de difficultés dans l'indice, aussi bien du point de vue de la logique des conceptions de l'indice que comme source de biais. La propriété de la maison représente un important abandon du concept d'achat appliqué à d'autres biens durables, et, comme nous l'avons indiqué précédemment, elle fournit une approximation grossière des composants pour un indice de bien-être. L'utilisation d'un taux d'intérêt moyen payé pour la dette hypothécaire est conforme au concept de coût d'utilisation du logement et est donc inappropriée à un indice des prix « purs ». De plus, l'écart prononcé et croissant entre l'indice des coûts de location et l'indice des maisons

L'élément « Logement »

sur l'indice.

biais réel, mais simplement une indication de l'effet des divers changements la différence entre l'indice officiel et sa contrepartie reformulée représente la sensibilité de l'indice aux différents problèmes. Nous ne prétendons pas que à résumer les problèmes spécifiques, puis à recalculer l'indice de façon à évaluer le passage de l'indice des prix à l'indice de bien-être. La démarche suivie consiste avons déjà mentionnés—logement et loyer, problèmes de pondération et Le reste de notre analyse portera sur des domaines de biais éventuel que nous par année, mais n'accroîtrait l'indice global que d'environ 0.05 point d'indice. d'occasion augmenterait l'indice d'achat de voitures d'environ un point d'indice des achats de voitures, le fait de combiner les voitures neuves et les voitures que les voitures d'occasion représentent la moitié du coefficient de pondération aux États-Unis), implique un léger biais vers le bas. Par exemple, en supposant (si, au Canada, les prix des voitures neuves et d'occasion ont varié comme les prix des voitures neuves pour représenter les prix des voitures d'occasion davantage un indice de bien-être que l'indice des prix. Enfin, le fait d'utiliser que la Maverick, il y a peu de temps); cependant, ces considérations affectent tient à l'utilisation du raccorderment pour intégrer de nouveaux modèles (tels sont disponibles. Pour les automobiles, une autre source possible de biais dants aux caractéristiques avec leurs évaluations sur le marché lorsque celles-ci fructueuse consisterait peut-être à comparer les ajustements de coûts correspondants aux données d'Asimakopulos. Une méthode encore plus modifications de caractéristiques que celle qui pouvait être établie à partir du tion, mais pour être valable, il aurait fallu une analyse bien plus détaillée des une analyse de régression identique à la méthode de l'évaluation de la satisfaction de sources de biais relevées antérieurement. Pour cette étude, on a envisagé ments de qualité pour les automobiles auraient dû supprimer un grand nombre kopulos concerne les automobiles. Les améliorations du traitement des changements de la validité actuelle des conclusions d'Asimakopulos annuellement les coefficients de pondération des magasins individuels. Nonobstant cette remarque, il est peut-être tout à fait impossible en pratique de l'élasticité des prix de la demande n'est pas nulle pour les magasins individuels. la tendance récente des détaillants à couper les prix prouve quelque peu que est négatif. Quoique cela ne soit probablement pas une source de biais significatif,

pas d'exemples particuliers de biais vers le bas. Sa conclusion générale était que l'indice est affecté par un biais faible, mais positif⁶⁹.

Il serait maintenant à propos de faire quelques commentaires sur ces conclusions générales. Premièrement, le problème de la qualité, au sein de plusieurs catégories de dépenses, y compris l'alimentation, les appareils et les automobiles, pour lesquelles l'amélioration nette de la qualité se produit graduellement au sein des spécifications du produit, biaisera légèrement l'indice vers le haut. Comme nous l'avons fait remarquer précédemment, tous les changements dans les spécifications ne sont pas des améliorations, et l'ampleur du biais n'est pas assez importante pour réduire l'utilité générale de l'indice, mais notre analyse est en accord avec cet aspect de l'étude antérieure.

Deuxièmement, tous les impôts inclus dans l'indice, et pas seulement les impôts fonciers, sont des sources potentielles de biais. Ils peuvent être associés à une augmentation, dans le temps, de quantité, ou même de qualité des services. De plus, lorsqu'on considère un échantillon de ménages, il devient nécessaire d'identifier la répartition des bénéfices associée aux impôts. Il est impossible d'évaluer l'ampleur de cette source de biais sans déterminer auparavant l'importance relative des impôts dans l'indice⁷⁰ et la répartition des bénéfices. Cependant, dans l'indice, les impôts indirects sont au moins aussi importants que les impôts fonciers (coefficient de pondération 2.2 pour cent) et le biais serait considérablement plus grand que ne l'a estimé Asimakopulos en ne traitant que de l'impôt foncier.

Troisièmement, l'importance de plus en plus grande des magasins à succursales par rapport aux magasins indépendants, dans le domaine de la vente de l'alimentation au détail, et la croissance rapide des opérations de «ventes en masse» ou de «rabais» pour les biens représentant environ la moitié des coefficients de pondération des articles dans l'indice, impliquent un biais dû au raccourci plus marqué que ne l'indiquait Asimakopulos. Ce problème et les autres aspects de la question des prix payés représentent, à notre avis, l'une des faiblesses les plus graves de l'indice actuel. On est loin de savoir si les services connexes (sans prix) offerts par les différents types de magasins sont suffisamment importants pour être pris en considération ou, en fait, si ils devraient l'être dans un indice de prix «purs». Le fait d'écarter tout changement de prix lorsque des magasins dont les prix sont inférieurs prennent de l'importance et sont échantillonnés, entraîne un biais positif qui pourrait être éliminé dans une large mesure par des révisions annuelles des coefficients de pondération des magasins et des villes, révisions susceptibles d'affecter l'indice; les données requises pour ces révisions devraient être facilement disponibles au BFS ou à partir de sources secondaires telles que les statistiques de vente. On doit également remarquer une autre source mineure de biais due à la méthode qui consiste à prendre des moyennes non pondérées des prix dans les magasins individuels. Cette méthode fournit une estimation biaisée à la hausse du prix moyen payé si le rapport prix-volume

⁶⁹ A. Asimakopulos, *ibid.*, p. 68.

⁷⁰ La Division des prix fait actuellement une étude de l'effet des impôts sur l'IPC. Cette étude procurera un élément de détermination de l'ampleur du biais dû aux impôts.

68 Etant donné que les timbres-primés n'ont qu'une petite valeur de remboursement pour les consommateurs, ils représentent un cas légèrement différent des services généraux fournis par les détaillants. La tendance récente chez les détaillants d'abandonner les timbres-primés aura fait augmenter le prix moyen des articles pour lesquels on offrait des timbres d'une somme égale à leur valeur de remboursement. Etant donné que les timbres n'étaient pas couverts par l'indice, on aura omis la source de la variation. De plus, dans la mesure où la politique de fixation des prix est liée à une politique de «timbres», l'indice signalera une variation des prix quand il n'y a eu en fait qu'une redistribution de bénéfices entre les timbres et les prix.

pp. 47-67.

67 A. Asimakopulos, *The Reliability of Selected Price Indexes as Measures of Price Trends*,

Etant donné que l'IPC a peu changé depuis l'étude d'Asimakopulos, il est utile de résumer les principales sources de biais qu'il a relevées⁶⁷. Trois principales catégories lui semblaient affectées par un important biais vers le haut—l'alimentation, la propriété du logement et l'achat d'automobiles. Pour l'alimentation, il relevait : i) un usage inapproprié de l'imposition et du raccordement, ii) l'incapacité à rendre compte des différences entre les prix payés dans les magasins à succursales et dans les magasins indépendants, iii) l'incapacité à refléter les modifications dans les services associés (en particulier les timbres-primés) de manière appropriée⁶⁸. Parmi les trois catégories, Asimakopulos accordait plus d'importance à (ii) et (iii). Une évaluation approximative du raccordement des écarts entre les magasins à succursales et indépendants, avec l'hypothèse d'égalité des services associés—en qualité et en quantité—indiquait 0.8 point d'indice pour l'indice de l'alimentation et 0.2 pour l'indice général, de janvier 1961 à août 1962. Cela représente une erreur substantielle si elle devait subsister au même taux pendant la période couverte par l'indice. Pour la propriété du logement, Asimakopulos attribuait un biais positif non précisé dû au fait que les changements de la productivité et des taux de profit n'étaient pas reflétés dans l'imputation des coûts des maisons neuves. En ce qui concerne les automobiles, des régressions effectuées pour la période de 1949 à 1961 ont indiqué un certain biais positif. Ces données sur les automobiles ne sont cependant pas trop pertinentes à l'indice actuel à cause de la période à laquelle elles se rapportent. Asimakopulos relevait des biais positifs supplémentaires, mais de faible importance dans les soins médicaux et les impôts fonciers et n'examinait

devient moins significatif dans l'IPC global que dans ses composantes principales; ceci est particulièrement vrai pour les problèmes résultant de coefficients de pondération inappropriés, ou périmes, mais également pour les problèmes engendrés par l'imposition et le raccordement, et à deux biais importants de l'élément logement. Enfin, il serait souhaitable, dans cette comparaison, de conserver la distinction entre l'indice des prix «purs» et l'indice de bien-être. Dans de nombreux cas, la nature du biais serait la même, mais sans informations supplémentaires, il est difficile d'aller au-delà de la généralisation incomplète selon laquelle le biais résultant de l'erreur due à la qualité et des erreurs de formulation est probablement plus marqué dans un indice de bien-être. Dans les développements suivants, notre norme de comparaison sera l'indice des prix «purs» des prix payés par le consommateur pour les biens et les services achetés; en effet, il est l'indice approprié pour mesurer les changements de prix dans le secteur de la consommation, ainsi que les tentatives de déterminer les changements de prix tenant à l'inflation.

66 U.S. Congress, Hearings, *op. cit.*, p. 61.

Dans toute l'analyse qui précède, nous avons signalé un certain nombre de caractéristiques de l'indice des prix à la consommation qui peuvent causer des erreurs de mesure ou d'interprétation des changements de prix des biens et services achetés par les consommateurs. Les origines de ces problèmes varient, allant de la confusion entre différentes conceptions de l'indice à des défauts de pondération et des omissions d'articles ainsi qu'au traitement des prix et à la mesure de la qualité. Il serait assurément souhaitable d'examiner et de qualifier minutieusement toutes les sources d'erreur et de biais qui affectent le calcul de l'indice, mais un haut degré de précision est presque impossible à atteindre, même en disposant de plus de temps que ce n'est le cas lorsqu'on effectue une étude caractéristique des indices. En conséquence, cette analyse est une tentative très modeste d'assigner une direction aux erreurs probables et d'indiquer leur importance relative dans l'indice, selon les coefficients de pondération. Evidemment, nombre des erreurs qui affectent l'indice se compensent et le biais

RÉSUMÉ DES BIAIS PROBABLES DE L'IPC

les changements qui se produisent dans le cadre des spécifications et ne sont pas traités, et les changements qui se produisent en dehors des spécifications et pour lesquels on fait un ajustement implicite ou explicite. Dans le premier cas, on prétend que l'effet net est un faible biais vers le haut dans l'indice. Dans le second cas, il y a un certain nombre de biais positifs et négatifs. Si l'on considère les impôts, les prix des maisons et le traitement des magasins à succursales ou indépendants comme des problèmes de «qualité», il y a probablement un léger biais positif qui serait partiellement compensé par le loyer. Les difficultés liées à l'analyse du problème de la qualité ont été très bien résolues par un spécialiste de l'indice américain des prix à la consommation: «En résumé, les déclarations faites au sujet de l'éventuel biais vers le haut des indices dû à des améliorations du produit ne tiennent aucun compte des réalités de l'emploi des indices. Etant donné que des changements de produits, pendant une période où la tendance des prix est à la hausse, tiennent généralement à une augmentation réelle des prix et à une amélioration de la qualité, la méthode de liaison peut causer un biais vers le bas. Pour ce que nous connaissons des méthodes appliquées pour compiler les indices, nous considérons que ceci représente un danger plus grand que la possibilité de biais positif fréquemment avancée par ceux qui sont moins familiarisés avec nos méthodes. Evidemment, nous ne pouvons cependant pas dire quel est l'effet net⁶⁶.»

Vu ce qui a été dit précédemment quant à la nature du biais dû à la qualité, et à son intérêt pour la connaissance de l'inflation, on peut conclure que le biais dû à la qualité est seulement un problème de l'indice des prix à la consommation, et vraisemblablement pas le plus important. Ce serait probablement un problème plus grave si l'on utilisait l'IPC comme indice de bien-être et représenterait l'une des principales difficultés de méthode si l'on devait compiler un tel indice.

de prix associé au renouvellement de l'échantillon des loyers pour les coûts de location. Ces exemples seront examinés dans la section suivante. De plus, pour le traitement des médicaments dans le composant «fournitures personnelles», on utilise le raccordement qui cause probablement encore un faible biais vers le bas.

On utilise presque exclusivement les ajustements fondés sur les coûts de production pour déterminer le prix des automobiles et des appareils, y compris les postes de radio et de télévision qui font partie de l'élément «loisirs». Une grande partie du biais dû à la qualité dont on suppose l'existence dans les indices des prix à la consommation s'est apparemment fondée sur la démonstration de Griliche, au début des années 1960, selon laquelle l'amélioration de qualité dans les automobiles a été fortement sous-estimée. Cependant, depuis 1961, ceux qui compilent les indices canadien et américain ont recueilli beaucoup plus d'informations détaillées sur les coûts que représentent tous les aspects de la production automobile, y compris, par exemple, tout ce qui concerne les accessoires et la sécurité. De plus, on s'est efforcé d'effectuer les ajustements requis pour tenir compte des modifications des garanties, ajustements positifs et négatifs, car les constructeurs d'automobiles offrent et suppriment ces caractéristiques au cours du temps. On emploie des informations similaires sur les coûts pour tenir compte des changements d'accessoires, de dimensions, de caractéristiques, etc. . . ., effectués sur les appareils. La raison pour laquelle on suit si étroitement la méthode des coûts dans ces domaines n'est pas parfaitement claire, car on pourrait appliquer à un grand nombre de changements l'autre méthode d'évaluation sur le marché, qui est plus acceptable⁶⁴. On pourrait utilement envisager une plus ample utilisation de cette méthode lors de la prochaine révision de l'indice. Toutefois, les progrès de l'information dont disposent ceux qui établissent l'indice dans ces domaines, en particulier pour les automobiles, devraient avoir réduit les sources de biais attribuées, dans des études antérieures, à la méthode des coûts⁶⁵ pour l'ajustement de la qualité.

Enfin, la difficulté de maintenir l'équivalence de qualité pour les articles de nombreuses catégories, en particulier l'habillement et le mobilier, oblige à recourir à des spécialistes ou autres experts pour estimer les nombreuses variations qui se produisent. Quoique le fait de ne considérer qu'une ou plusieurs caractéristiques majeures déterminant la qualité risque de faire négliger d'autres caractéristiques, il est difficile d'envisager une méthode plus satisfaisante qui soit pratique, vu l'ampleur et la complexité de la tâche à accomplir. Cette analyse du biais résultant du traitement du changement de qualité est loin d'être définitive. En résumé, les problèmes et les biais ont deux origines :

⁶⁴ Par exemple, il existera normalement un marché pour différentes tailles d'appareils, d'accessoires facultatifs et de pièces de voitures, de nombreuses caractéristiques pour la sécurité automobile, de type d'équipement, etc. Il y a certaines difficultés à utiliser des différences déterminées par le marché comme mesures de la véritable différence de qualité, mais les arguments en faveur de leur utilisation sont au moins aussi valables que ceux en faveur de l'utilisation de la méthode d'imputation des coûts.

⁶⁵ En excluant bien entendu la méthode des coûts partiels utilisée pour «déterminer le prix» des maisons.

On utilise plus fréquemment le raccourci. Deux exemples importants de raccourci, dont les résultats sont opposés, tiennent au traitement des prix dans les magasins à succursales et les magasins indépendants (où la variation se fait des prix élevés vers des prix bas, en supposant constantes la qualité et la quantité des services), et dans la suppression du changement

totalité du changement du taux au millième à la variation de prix. quand des variations du taux au millième se produisent; on attribue donc la associés aux impôts fonciers restent constantes et on ne fait aucun ajustement léger biais positif de l'indice: on suppose que la quantité et la qualité des services des impôts fonciers est un exemple d'imposition qui cause probablement un l'imposition d'articles qui ne répondent pas aux spécifications. Le traitement il ne peut être déterminé avec précision. Apparemment, on utilise rarement dernières sur l'indice n'est pas du tout évident et, même lorsque cela est possible, impliquera fréquemment le recours à plusieurs de ces méthodes. L'effet de ces très générale; en effet, le traitement d'un article ou d'un groupe d'articles donnés piler l'indice des prix à la consommation ne peuvent être résumés que de façon Les domaines dans lesquels chacune de ces méthodes est utilisée pour com-

dement. Cette technique comporte plusieurs défauts que nous avons soulignés précédemment. Cette technique se compose de la main-d'œuvre et des matériaux de construction. que pour les maisons neuves et pour les réparations, et les indices des coûts lorsque les coûts des intrants varient. Dans l'IPC, cette méthode n'est utilisée lui «fixe un prix» en indexant le coût de production de cet article dans le temps, artificiellement structuré (mais caractéristique) dans l'année de base, puis on Selon cette variante de la méthode d'imputation des coûts, on définit un article

iii) L'indice des coûts partiels:

Il arrive fréquemment qu'une caractéristique, unique mais prédominante, d'un article soit changée et que l'on consulte des experts pour évaluer le changement. À cette fin, ils font appel à leur connaissance des structures de prix des produits très voisins, des coûts des fabricants, ainsi que des différences de qualité déterminées par le marché. On essaye en fait de «fixer un prix» de l'article sans tenir compte du changement de qualité, et de calculer ce dernier à partir de la variation de prix. L'inconvénient majeur de cette méthode est que la qualité peut changer en raison de la variation d'une caractéristique autre que les caractéristiques prédominantes.

ii) L'évaluation par des spécialistes:

et nouveaux, à partir des coûts imputés, fournit une estimation des qualités relatives pour les deux périodes. Dans la situation idéale de concurrence parfaite, les coûts imputés devraient procurer une bonne mesure de la qualité. Cependant, de telles conditions n'existent pas dans les cas où l'on emploie cette méthode, principalement pour les automobiles et les appareils. Il est impossible de généraliser les biais possibles dus à ce facteur, mais, faute d'autres ajustements, il procure une mesure utile, même si elle est peut-être imprécise, de la qualité.

cation de prix correspondant au changement d'un article. Le rapport de prix, Y_t , utilisé dans le calcul de l'indice pour «imposer» B à l'indice à la place de A, s'énonce :

$$Y_t = \frac{P_{Bt}}{P_{At-1}}$$

Evidemment, pour qu'une imposition reflète avec précision le changement de prix, il ne doit y avoir aucune différence de qualité entre le nouvel article et l'ancien. Si la qualité du nouvel article est supérieure à celle de l'ancien, l'imposition exagère la variation de prix, et inversement.

Le raccordecment : Un raccordecment complet consiste à introduire le nouvel article dans l'indice sans enregistrer de variation de prix, en supposant que le changement de qualité égale parfaitement (compense) la modification de prix. Puisque les prix nouveaux et anciens sont supposés égaux, le rapport de prix est évidemment égal à un, soit :

$$Y_t = \frac{P_{Bt}}{P_{At-1}} = 1.0$$

Cette méthode cause également un biais de l'indice si l'hypothèse d'égalité des changements de qualité et de prix n'est pas valide. Si la variation de la qualité est plus grande que la variation du prix, le raccordecment se traduira par une surevaluation du changement de prix et inversement. On a fait remarquer que «étant donné qu'un changement de produit ayant lieu dans une période de tendance ascendante des prix implique généralement une réelle augmentation des prix de même qu'une amélioration de la qualité, la méthode de liaison (raccordecment) peut se traduire par un biais négatif».62

Ajustement selon un facteur de qualité : L'imposition et le raccordecment sont des cas extrêmes d'ajustements implicites de la qualité pour lesquels on suppose soit qu'il n'y a pas de variation de la qualité, soit que la variation de la qualité est juste égale à la variation du prix. Le calcul d'un rapport de prix permet de faire des ajustements explicites de la qualité, qui s'expriment par :

$$Y_t = \frac{P_{Bt}}{P_{At-1}} \cdot Q^{-1}$$

où Q est une certaine mesure de leurs qualités relatives, B par rapport à A. On utilise trois méthodes fondamentales pour établir la grandeur de Q.63

i) *L'analyse du coût de production :*

On évalue les changements de l'article (additions ou soustractions) par une analyse de coût détaillée de la variation ; l'évaluation relative des articles anciens

62 U.S. Congress, Joint Economic Committee, *Hearings before the Subcommittee on Economic Statistics*. Allocution de A. M. Ross, Commissionner of Labor Statistics, p. 61.

63 Une quatrième méthode possible, utilisant les analyses de régression pour estimer la valeur des caractéristiques qualitatives, a été utilisée par Griliches dans le rapport du NBER sur les automobiles et par le service américain du recensement des maisons. Chacune de ces applications n'était qu'expérimentale et la méthodologie n'a pas encore été appliquée comme méthode d'élaboration de l'indice, quoique le BFS l'expérimente également. Voir NBER, *The Price Statistics of the Federal Government*, Staff Paper No. 4 et Katharine Kemp, «Developments in Price Statistics for New Residential Building Construction», *Canadian Statistical Review*, (BFS 11-003) Juillet 1970, p. 114.

⁶¹ Emery et Rymes, *op. cit.*, p. 182.

L'imposition: Lorsque de nouveaux articles sont «imposés» à l'indice, une substitution directe s'opère entre les prix du nouvel article et les prix de l'ancien, et l'on continue la série comme si il n'y avait pas eu de substitution de produit. En conséquence, on enregistre comme une variation réelle du prix toute modification de la qualité dans cette situation—l'imposition, le raccorderment et le calcul d'un facteur d'ajustement.

Une situation plus fréquente, et aussi plus difficile à analyser, se présente lorsqu'un changement de qualité se produit, et que l'on juge qu'il n'y a pas de période de coexistence suffisante pour que le marché détermine une évaluation de la qualité. On utilise trois méthodes générales pour évaluer la variation de la qualité. L'habilement est le principal exemple d'application de cette méthode dans l'IPC mais on l'utilise aussi pour certains articles d'alimentation, appareils ménagers et fournitures personnelles lorsque la condition de coexistence requise est remplie.

Cas I (coexistence)

Si les articles A et B apparaissent simultanément sur le marché, la différence de qualité peut s'exprimer approximativement par l'écart entre leurs prix. Lorsque le modèle B remplace le modèle A dans l'indice, il est harmonisé dans l'indice au niveau relatif du dernier prix utilisé pour le modèle A⁶¹. Lorsque des articles ont longtemps coexisté, et qu'ils ont été tous les deux vendus en grande quantité, cette méthode fournit une évaluation acceptable de la différence de la qualité—en fait, il est difficile de proposer une solution pratique du problème de la qualité plus acceptable que cette méthode d'évaluation d'un marché idéal. On peut critiquer la méthode en disant que la raison pour laquelle le modèle B remplace le modèle A est une différence de qualité en surplus de la différence de prix, mais une telle mutation peut aussi résulter de changements dans les goûts des consommateurs, et les données fournies par le marché ne procureront généralement pas les renseignements requis pour déterminer uniquement la différence réelle de qualité. L'habilement est le principal exemple d'application de cette méthode dans l'IPC mais on l'utilise aussi pour certains articles d'alimentation, appareils ménagers et fournitures personnelles lorsque la condition de coexistence requise est remplie.

Cas II (pas de coexistence)

Une situation plus fréquente, et aussi plus difficile à analyser, se présente lorsqu'un changement de qualité se produit, et que l'on juge qu'il n'y a pas de période de coexistence suffisante pour que le marché détermine une évaluation de la qualité. On utilise trois méthodes générales pour évaluer la variation de la qualité dans cette situation—l'imposition, le raccorderment et le calcul d'un facteur d'ajustement.

D'autres problèmes des indices se posent quand les changements de produits excluent l'article des spécifications (par exemple, les changements périodiques de modèles) ou quand un produit qui se vend en grande quantité est remplacé par un nouveau produit qui ne répond plus aux spécifications. On connaît—et on utilise—un certain nombre de méthodes pour traiter ces changements.

amélioration graduelle dans le temps, l'erreur ou le biais qui affectent l'indice tendent à exagérer la variation de prix. Bien que son ampleur puisse être minime, le biais résultant de changements dans les spécifications peut être la cause la plus significative du biais dû à la qualité. Il est aussi probable que cette source de biais serait plus importante pour un indice de bien-être que pour un indice de prix «purs» à cause de la divergence existant entre les caractéristiques physiques des biens et les services «satisfaisant la demande» qui leur sont associés.

signes complètes des produits, cette méthode permettra d'équivaler dans la définition modifiée de la qualité. Cependant, pour la majorité des produits, il est peu probable que toutes les caractéristiques physiques pertinentes puissent être identifiées ou énumérées. En conséquence, beaucoup de changements de qualité peuvent se produire graduellement dans le cadre des spécifications et ils seront reflétés dans l'indice comme un changement de prix alors qu'en fait, ils devraient être écartés en tant que facteurs du changement de qualité. Ceci est une source évidente de biais dû à la qualité.

Dans l'indice des prix à la consommation, la composante alimentation peut être un domaine sujet à cette source de biais. L'amélioration de la qualité des produits alimentaires peut avoir différentes origines :

- l'amélioration des méthodes de production et des normes de qualité;
- des méthodes plus rapides et améliorées de distribution des produits frais et congelés, y compris la distribution au détail;
- des emballages qui permettent la conservation pendant de plus longues périodes et
- un plus grand choix et des meilleures coupes, ce qui réduit les déchets et le gaspillage.

Au cours de la dernière décennie, beaucoup de ces changements ont affecté, dans une certaine mesure, l'alimentation. Certaines de ces modifications ont résulté directement de la croissance des magasins à succursales, d'autres ont traduit des changements dans la production, la réglementation et la distribution. Mais, en ce qui concerne le problème d'ajustement de la qualité, la plupart des changements de ce type se sont produits graduellement et ont généralement été traités comme des changements dans les limites des spécifications. En supposant que les changements se soient soldés par une amélioration de qualité, le fait d'intégrer dans l'indice de tels changements comme des variations de prix crée un certain biais positif. Des exemples précis de ces améliorations comprennent la qualité, la régularité, la saveur et la perte pour la viande, l'amélioration des techniques commerciales pour les fruits frais et les légumes, le contrôle de la qualité pour tous les aliments traités, et la modification des emballages qui améliore les qualités de conservation. On peut percevoir d'une autre façon cette amélioration supposée de la qualité au sein des spécifications : pour offrir la qualité actuelle, dans la période de base, il aurait fallu employer des ressources additionnelles, et, par conséquent, le prix de base aurait été plus élevé⁶⁰.

On ne prétend pas que tous les changements qualitatifs au sein des spécifications soient positifs. Nombre d'entre eux sont assurément négatifs. On ne prétend pas non plus qu'il soit facile de tenir compte de tels changements dans l'indice. Cependant, en supposant que l'effet net de ces changements soit une

⁶⁰ On peut aisément penser à d'autres exemples dans différents domaines : vidanges, graissages plus espacés pour les voitures, clarté de l'image et du son dans les appareils de loisirs—tous les changements industriels qui sont difficiles à identifier et impossibles à évaluer et dont la méthode de fixation des prix, selon les spécifications, ne tient guère compte.

à des améliorations de qualité dont on n'avait pas tenu compte. Cependant, ce problème reste sujet de controverses. L'étude menée pour le «Joint Economic Committee» concluait: «au total, l'amélioration de la qualité peut créer un certain biais vers le haut. Mais celui-ci serait apparemment plus marqué pour un indice du coût de la vie que pour un indice des prix à la consommation. On ne dispose pas de preuves suffisantes pour conclure que le biais net dû à la qualité était suffisamment grand pour compenser totalement, ou même largement, l'augmentation régulière de l'IPC de 1958 à 1964⁵⁸.»

Pour comprendre les problèmes tenant aux changements de qualité, on doit tout d'abord comprendre ce qui constitue ce changement. L'une des difficultés rencontrées pour calculer un indice tient à la divergence des opinions sur cette question. Si l'on adopte une définition proposée il y a plusieurs années—«la qualité est la combinaison des caractéristiques d'un produit qui contribuent à faire accepter ledit produit par le consommateur»⁵⁹—, il est clair que la qualité se rapporte aux caractéristiques de satisfaction, de bien-être ou d'utilité des biens et services et qu'elle n'est donc pas, de par sa conception, mesurable. Mais, étant donné qu'il faut avoir des mesures pour établir l'indice, on doit trouver des moyens de circonvvenir ce problème fondamental. La méthode suivie pour compiler l'indice des prix à la consommation consiste à considérer un produit selon ses caractéristiques physiques pertinentes à la satisfaction de la demande, et à s'efforcer de garder constantes ces caractéristiques des produits. Ceci équivaut à considérer les produits comme un lot de ressources négociables, qui représentent le produit final d'un processus de production plutôt que comme produit intermédiaire d'un processus de production plus développé dont le produit final est la satisfaction. L'unité de bien ou de service comprise dans l'indice est donc l'unité de transaction réelle du marché plutôt que l'unité de consommation perçue par l'acheteur. On enregistre la variation de qualité quant l'unité de transaction subit un changement sensible de ses caractéristiques physiques plutôt que de ses caractéristiques de rendement. Cette méthode d'identification de la qualité est plus caractéristique de celle que nous avons décrite pour l'indice des prix «purs» que de celle que nous avons exposée pour l'indice de bien-être.

Le processus complet d'ajustement de la qualité implique des spécifications des produits, qui sont une liste détaillée des caractéristiques physiques de chaque article ou de chaque variété d'articles. Les spécifications correspondent à des descriptions étroitement définies des caractéristiques physiques essentielles, comprenant des facteurs tels que le type, la taille, la qualité, la matière, l'emballage, etc, et, en général, pour un article individuel, la marque de commerce. Si, après un certain temps, les produits qui se vendent en grande quantité répondent aux spécifications, on considère le produit comme ayant une qualité constante et toute variation de son prix peut affecter le niveau de l'indice. Dans la mesure où les spécifications représentent des descriptions physiques,

⁵⁸ U.S. Congress, Joint Economic Committee, *Inflation and the Prices Indexes*. Materials submitted to the Subcommittee on Economic Statistics, p. 29.
⁵⁹ Extrait de «*Market Demand and Product Quality*,» Report of the Marketing Research Workshop, Michigan State College, 1951, p. 117.

au moins une année complète, mais souvent, on ne fixe pas de nouveaux taux avant le milieu de l'année. Les immatriculations d'automobiles sont traitées de la même façon et présentent le même problème de choix du moment. L'intérêt hypothécaire est un exemple supplémentaire puisqu'il n'est calculé que trimestriellement et, comme nous l'avons indiqué, est en retard par rapport aux variations des taux réels des hypothèques. L'enregistrement du prix des autos causera aussi un léger problème de choix du moment. Les prix des autos ne sont relevées que pendant huit mois, février, septembre, octobre et décembre n'étant pas inclus dans l'échantillon. Lors de l'apparition des nouveaux modèles, généralement en septembre et en octobre, il se produit un décalage d'environ deux mois avant que les changements de modèles soient évalués. Dans tous les cas où il n'y a pas d'échantillonnage pendant un mois particulier, le prix reporté pour ce mois-là est celui du mois immédiatement précédent. En réalité, on fait la moyenne des changements de prix qui ont lieu plus souvent que chaque mois et on les enregistre mensuellement.

Aucun de ces exemples ne représente de biais statistique quand on les considère sur une période de plusieurs années, mais ils peuvent contribuer à des changements de prix erronés, pour un mois donné. Bien qu'ils puissent être relativement peu importants, quantitativement, on devrait s'efforcer de mieux les connaître et d'analyser leur effet sur les variations à court terme de l'indice. Ils représentent également une limitation supplémentaire à l'utilisation de l'indice en tant que mesure de variation des prix de mois en mois.

Le traitement de la qualité⁵⁶

Le panier fixe, concept fondamental de l'indice des prix à la consommation, exige que les caractéristiques qualitatives des biens et des services soient constantes ou équivalentes, mais l'obligation de les garder constantes pose de réels problèmes à ceux qui compilent l'indice. On a élaboré des méthodes spéciales pour identifier les effets du changement de qualité et les exclure de l'indice, mais ces méthodes sont souvent critiquées—«étant donné qu'à notre avis, chaque fois que les qualités d'un bien, dont on relève le prix, varient, le problème de l'ajustement des indices de prix au changement de qualité se présente (le cas du bien totalement nouveau est un cas extrême), les ajustements nécessairement conventionnels requis pour fournir une mesure continue de l'évolution des prix, imposent aux indices de prix l'une de leurs limitations les plus strictes et créent un élément d'erreur qui n'est pas toujours déterminé»⁵⁷. Certains économistes et d'autres ont prétendu que le biais dû à la qualité est positif et significatif. Par exemple, le «Council of Economic Advisers» a attribué la majeure partie de l'accroissement annuel de 1.2 pour cent de l'IPC américain entre 1961 et 1965

⁵⁶ La majeure partie de l'analyse d'Asimakopulos concernait le problème de la qualité dans l'indice des prix à la consommation. Étant donné que le traitement fondamental de la qualité n'a pas changé depuis 1961, nous n'essayerons ici que de résumer les aspects et problèmes principaux, et nous renvoyons les lecteurs au document d'Asimakopulos pour plus amples détails. Voir A. Asimakopulos, *op. cit.*

⁵⁷ B. J. Emery et T. K. Rymes, «Price Indexes in a Social Accounting Framework», in *Papers on the C.P.S.A. Conference on Statistics*, 1962 et 1963, p. 182.

Il représente également un autre problème mineur pour l'indice, à savoir la détermination du moment où l'on intègre le changement de prix. Dans le cas des impôts fonciers, un taux au millième sera normalement applicable pendant

ampleur dans l'IPC sera vraisemblablement très faible.

du fait de la faiblesse du coefficient de pondération de l'impôt foncier, son l'évolution de l'indice et constitue un exemple d'erreur de méthode. Cependant, laquelle ils sont applicables. Ce changement de méthode pourrait affecter ce qui normalement a lieu quelques mois après le début de la période pour fonciers sont obtenues grâce à des enquêtes, et enregistrées dès qu'on les décele, les mois de septembre à décembre. Depuis 1970, les variations des impôts fonciers n'étaient incorporés à l'indice, par accroissements égaux, que durant des biens fonciers. Avant 1970, les changements des taux au millième des biens d'ajuster le taux au millième pour tenir compte des modifications des évaluations fonciers sont mesurés par des changements de taux au millième, en s'efforçant taux d'assurance soit de fluctuations de l'indice des prix des maisons. Les impôts variations de l'indice des assurances peuvent provenir soit de changements des assurances sur les maisons sont aussi liés à l'indice des prix des maisons. Les Tout comme les intérêts des hypothèques, les changements relevés pour les biaisée des prix des maisons.

lisons MI**, car il représente les taux d'intérêt courants et une série moins l'indice général face aux diverses modifications de ses composants, nous uti-prix des maisons neuves employé. Quand nous examinons la sensibilité de très variable selon les méthodes utilisées pour le calculer et selon l'indice des diminution. Il est donc clair que l'indice des taux d'intérêt hypothécaires est tandis que les indices corrigés n'ont connu qu'un faible gain ou une certaine SCHL ont baissé, l'indice officiel a enregistré un accroissement substantiel, des prix non ajustés pour les maisons. Quand, en 1971, à nouveau, les taux de la entre les séries publiées et les séries révisées, particulièrement lorsque l'on utilise la SCHL ont commencé à croître rapidement. En 1970, il y a un écart marqué des séries révisées, mais on observe l'inverse à partir de 1965, quand les taux de déclinaient, l'indice officiel connu des accroissements plus grands que chacune ou entre MI et MI**. Pendant la période de 1961 à 1965 où les taux de la SCHL SCHL, et inversement. De plus, les mêmes rapports existent entre MI et MI* des valeurs d'indice plus élevées pendant les périodes de baisse des taux de la ans, pour une observation disponible. Etant donné qu'il est décalé, il enregistre théques de cinq ans et il est bien en-dessous même pour une hypothèque de dix décalé par rapport aux taux de la SCHL, moins par rapport à ceux des hypo-dans le temps ou de biais avancées comme hypothèses précédemment. Il est très Les données indiquent clairement chacune des caractéristiques de décalage et de taux de profit.

l'indice des prix des maisons neuves qui inclut les changements de productivité maisons neuves, NHI. MI** a été calculé à partir des taux de la SCHL et de tiré MI* de l'indice des taux de la SCHL et de l'indice publié des prix des qui fournissent d'autres mesures des variations des coûts hypothécaires. On a naisons d'autres indices des maisons neuves et d'autres taux d'intérêt courants

TABEAU 2.7

Effet des différentes méthodes de calcul et des prix des maisons sur l'indice de l'intérêt des hypothèques.

	Indice publié du taux d'intérêt des hypothèques MI	Indice publié des prix des nouvelles maisons NHI	Indice synthétique de l'intérêt moyen ^a I_r	Indice des taux de la SCHL	Indice des taux moyens d'hypothèques payés—Pour une durée donnée ^b		MI* ^c	MI** ^d
					Pendant 10 ans	Pendant 5 ans		
1961.....	100.0	100.0	100.0	100.0	—	—	100.0	100.0
1962.....	103.7	102.6	101.1	96.9	—	—	99.4	96.9
1963.....	107.9	106.0	101.8	94.7	—	—	100.4	96.7
1964.....	111.0	112.1	99.0	93.1	—	95.1	104.4	99.5
1965.....	114.8	117.5	97.7	93.1	—	94.0	109.4	104.6
1966.....	119.7	122.8	97.5	101.8	—	95.8	125.0	121.4
1967.....	125.5	131.6	95.4	109.4	—	101.0	144.0	138.5
1968.....	136.6	140.8	97.0	127.6	—	112.0	179.7	165.9
1969.....	156.0	151.6	102.9	140.0	114.8	123.4	212.2	190.4
1970.....	177.0	161.4	109.7	149.9	—	—	241.9	203.9
1971 avril à mars.....	191.5	168.4	113.7	139.5	—	—	234.9	—
1971 (mars).....	191.5	169.2	113.2	134.0	—	—	226.7	—

SOURCES: Indices publiés par le BFS, *Price and Price Indexes* (62-002, mensuel). Taux de la SCHL et taux moyens payés tirés des données de la SCHL, *Canadian Housing Statistics* (annuel).

^a calculé en divisant MI par NHI.

^b calculé à partir des tableaux 21, 32 et 52 de la SCHL, *Canadian Housing Statistics*. On a supposé que les hypothèques sont négociées uniformément dans le temps.

^c calculé en multipliant NHI par l'indice des taux de la SCHL. MI* fournit une évaluation du coût d'emprunt courant lors de l'achat d'une maison, par rapport à 1961.

^d calculé comme ci-dessus, mais avec un indice des prix des maisons ajustés pour tenir compte de la variation de la productivité et du profit. (voir graphique 3.3).

Le tableau 2.7 indique l'effet de différentes hypothèses et méthodes de calcul concernant l'indice des intérêts d'hypothèques. Les deux premières colonnes, MI et NHI, reproduisent des données publiées et la troisième colonne I_R est calculée à partir de ces données. Les taux des hypothèques sur les logements indiqués par la SCHL sont ramenés à un indice dans la colonne 4 pour mesurer le changement dans le temps des taux moyens d'intérêts annuels courants. Les colonnes cinq et six sont des approximations du taux d'intérêt moyen réel payé, en supposant que les hypothèques sont conservées pendant dix ans et pendant cinq ans. Les deux dernières colonnes, MI* et MI** sont des nouvelles combi-

n'élimine jamais ces taux de l'indice.

dération positif décroissant mais limité à tous les taux d'intérêts passés, elle thèques. Etant donné que la méthode de calcul attribue un coefficient de pon- la revente des maisons, de la renégociation ou du paiement complet des hypo- gardés dans l'indice longtemps après qu'ils aient été applicables, en raison de dice est insatisfaisant. De plus, les taux d'intérêts passés sont sans aucun doute d'indiquer l'évolution des prix des transactions (taux d'intérêt courants), l'in- mentent, et les exagérer lorsqu'ils diminuent. Par conséquent, comme moyen que cette méthode doit minimiser les taux d'intérêt courants lorsqu'ils aug- les coefficients de pondération utilisés sont adéquats (0.06 et 0.94), il est évident des hypothèques ou des coûts. Mise à part l'importante question de savoir si ne fournit pas une bonne mesure des modifications des taux courants d'intérêt changements dans les prix de transaction sur le marché des hypothèques, et il de la variation du coût de maintien d'hypothèques existantes, plutôt que des un problème supplémentaire. Cet indice représente une tentative d'estimation La conception sous-jacente à l'indice de l'intérêt des hypothèques constitue en janvier.

exemple, l'indice ne rend pas compte avant juillet des variations qui ont lieu peuvent avoir jusqu'à cinq mois de retard sur les changements actuels. Par tement des modifications des taux d'intérêt car les changements enregistrés calcul trimestriel de l'indice pose un problème de choix du moment d'enregis- t se rapportant à la période d'échantillonnage, en l'occurrence le trimestre. Le

$$I_t = 0.94 I_{t-1} + 0.06 I_t R_t$$

térêt courants, selon leurs coefficients de pondération respectifs, soit:

calculées en combinant les coûts moyens des intérêts antérieurs et les taux d'in- quent, les variations estimées de la moyenne des paiements d'intérêts sont cent représentaient des hypothèques contractées antérieurement. Par consé- cent des dépenses en hypothèques et que les autres quatre-vingt-quatorze pour estimé que les nouvelles hypothèques représentaient cette année-là six pour une très faible mesure. À partir des statistiques sur les dépenses de 1957, on a Les taux hypothécaires courants, R_t , affectent les variations de I_R , mais dans

$$MI_t = NHI_t \cdot \frac{I_t}{R_t}$$

neuves (NHI). D'une façon précise, l'indice des hypothèques au moment t est calculé ainsi:

partir du coût de la main-d'œuvre et des matériaux. On applique cette méthode à ces articles pour une raison purement pratique—«on utilise un tel indice partiel de coût parce que les tentatives d'établissement d'une série de prix plus appropriée n'ont pas encore été couronnées de succès»⁵³. Statistique Canada recherche actuellement des moyens d'améliorer les techniques utilisées pour déterminer les prix du logement⁵⁴.

Les défauts fondamentaux des indices partiels de coût sont bien connus. Ils tiennent à ce que ces indices ne rendent pas compte des changements dans la productivité de la main-d'œuvre, de la variation des taux de profit de l'industrie de la construction de logements et de la modification du rapport capital-travail dans la construction de logements. L'omission de l'accroissement de la productivité, s'il est important dans la construction de logements, conduit à imputer des prix supérieurs aux coûts réels de main-d'œuvre dans cette industrie et se traduit donc par une surévaluation du changement de prix. Le fait de ne pas inclure la variation des taux de profit exagérera ou minimisera les prix des maisons suivant les conditions relatives d'offre et de demande qui prévalent dans cette industrie. Il est peu probable que cette déficience biaise considérablement l'indice à long terme, mais elle peut être une source d'erreur au niveau mensuel, trimestriel ou annuel. L'exclusion de la substitution du capital au travail est un autre exemple du problème fondamental des indices : un indice à pondération fixe entraîne une surévaluation des coûts de production réels. Le fait de ne pas rendre compte du changement de productivité représente sans doute la déficience la plus grave et il ne fait aucun doute qu'elle a causé un certain biais à long terme de l'indice. On utilisera les différentes données réunies dans le graphique 3.3 pour analyser l'ampleur de ce biais.

Une autre difficulté associée à cette méthode de détermination des prix des maisons tient à ce que les estimations ne sont calculées qu'au niveau national, et que l'on ne dispose pas de séries de prix des maisons au niveau des villes. La présentation régionale des villes de l'indice des prix à la consommation⁵⁵ ne comprend pas un poste «nouvelles maisons», et l'élément «logement» de cet indice est déterminé par les seuls loyers. Ceci empêche les comparaisons directes entre les indices généraux régionaux et l'indice général canadien; et, à cause de la grande divergence entre la location et la possession du logement, ceci explique pourquoi les indices généraux sont tous plus faibles au niveau régional qu'au niveau du pays.

Pour l'indice de l'intérêt hypothécaire (MI) les prix sont calculés à partir des registres de prêts de la Société centrale d'hypothèques et de logement (SCHL). Les variations de cet indice sont déterminées par les fluctuations de l'indice de la moyenne estimée de l'intérêt payé sur les hypothèques en cours, I_r , et par les changements dans l'importance des hypothèques contractées dus à l'augmentation des prix des maisons neuves mesurée par l'indice des prix des maisons

⁵³ A. D. Holmes, «The Canadian Consumer Price Index: A Reply», *op. cit.*, p. 250.
⁵⁴ Cf. Katharine Kemp, «Developments in Price Statistics for New Residential Building Construction», *Canadian Statistical Review*, juillet 1970. (BFS, 11-003).
⁵⁵ Cf. Tableau 11, Consumer Price Indexes, Regional Cities, in BFS 62-002 (mensuel).

⁵¹ BFS, *ibid.*, p. 12.

⁵² Avant le milieu des années 1968, l'échantillon couvrait dix mille ménages. Selon les données du recensement de 1966, cet échantillon n'aurait représenté qu'environ 0.5 pour cent du nombre de locataires. À présent, il représenterait considérablement moins de 0.5 pour cent à cause de la croissance du nombre des locataires et de la diminution de la dimension de l'échantillon.

La détermination du prix des maisons est une autre exception importante à la méthode de collecte directe des prix, et elle est susceptible de biaiser fortement l'indice. Afin de circonvvenir les problèmes liés au maintien dans le temps d'un composant portant sur des transactions de maisons «constantes», les «prix» retenus pour l'élément «nouvelles maisons» du logement sont imputés à partir d'un indice des coûts de construction de logements. C'est un indice de coût partiel ne comportant que deux facteurs, la main-d'œuvre (coefficient de pondération de 35.0 pour cent) et les matériaux de construction (coefficient de pondération de 65.0 pour cent). On suppose donc que les coûts de la main-d'œuvre et des matériaux de construction sont les principaux facteurs déterminant le prix des maisons. Étant donné que l'on ne recueille pas de prix pour les maisons usagées, on suppose aussi que l'indice des coûts de construction de logements détermine les prix de ces maisons. Deux autres éléments, les réparations par le locataire (coefficient de pondération de 0.2) et les réparations par le propriétaire de la maison (coefficient de pondération 1.4) sont également imputés à l'objet d'une section subséquente.

Les prix de location sont obtenus d'un échantillon, fondé sur un calcul de probabilité, portant sur sept mille ménages locataires⁵², à l'occasion de l'enquête sur la main-d'œuvre. Chaque locataire interrogé est gardé dans l'échantillon pendant six mois mais on renouvelle chaque mois un sixième de l'échantillon. Afin de calculer l'indice, on mesure la variation de prix par la variation totale observée pour l'échantillon d'appartements loués durant ce mois. On considère que tout changement de prix provenant du renouvellement d'un sixième de l'échantillon est dû à un changement de «qualité» et on l'exclut de l'indice afin que le «panier» des loyers reste constant. En principe, les paiements de loyer correspondent au loyer moyen payé, excepté pour le traitement de la qualité. L'étude de cet aspect que l'on accuse de biaiser l'indice vers le bas fera

l'objet d'une section subséquente.

Les prix de location sont obtenus d'un échantillon, fondé sur un calcul de probabilité, portant sur sept mille ménages locataires⁵², à l'occasion de l'enquête sur la main-d'œuvre. Chaque locataire interrogé est gardé dans l'échantillon pendant six mois mais on renouvelle chaque mois un sixième de l'échantillon. Afin de calculer l'indice, on mesure la variation de prix par la variation totale observée pour l'échantillon d'appartements loués durant ce mois. On considère que tout changement de prix provenant du renouvellement d'un sixième de l'échantillon est dû à un changement de «qualité» et on l'exclut de l'indice afin que le «panier» des loyers reste constant. En principe, les paiements de loyer correspondent au loyer moyen payé, excepté pour le traitement de la qualité. L'étude de cet aspect que l'on accuse de biaiser l'indice vers le bas fera l'objet d'une section subséquente.

Les prix des articles sont destinés à exprimer «le prix que les gens qui font leurs achats ce jour la payeraient pour l'article, sans égard au caractère «spécial», «régulier», etc. . . . du prix annoncé»⁵¹. Par conséquent, dans la mesure où les jours d'enquête correspondent aux structures d'achat, l'indice devrait rendre compte d'articles en solde, de rabais, etc. qui sont devenus caractéristiques des techniques commerciales de vente au détail; l'indice n'est pas rigoureusement un indice de prix «cotés». Les prix de «transaction» pour les automobiles neuves, définis comme étant le prix coté moins un rabais moyen relevé, sont obtenus à partir d'un certain nombre de concessionnaires agréés dans les villes principales. On ne relève pas les prix des voitures d'occasion ou d'autres biens durables usagés. Par conséquent, pour la majorité des articles, les prix correspondent à la description ci-dessus—prix de vente au détail par unité du bien ou du service au moment de l'échantillonnage. Cette méthode de collecte directe des prix comporte cependant quelques exceptions.

⁴⁹ Ceci illustre aussi les conditions auxquelles un indice de prix «réel» ne sera pas limité par les indices de Paasche et de Laspeyres.

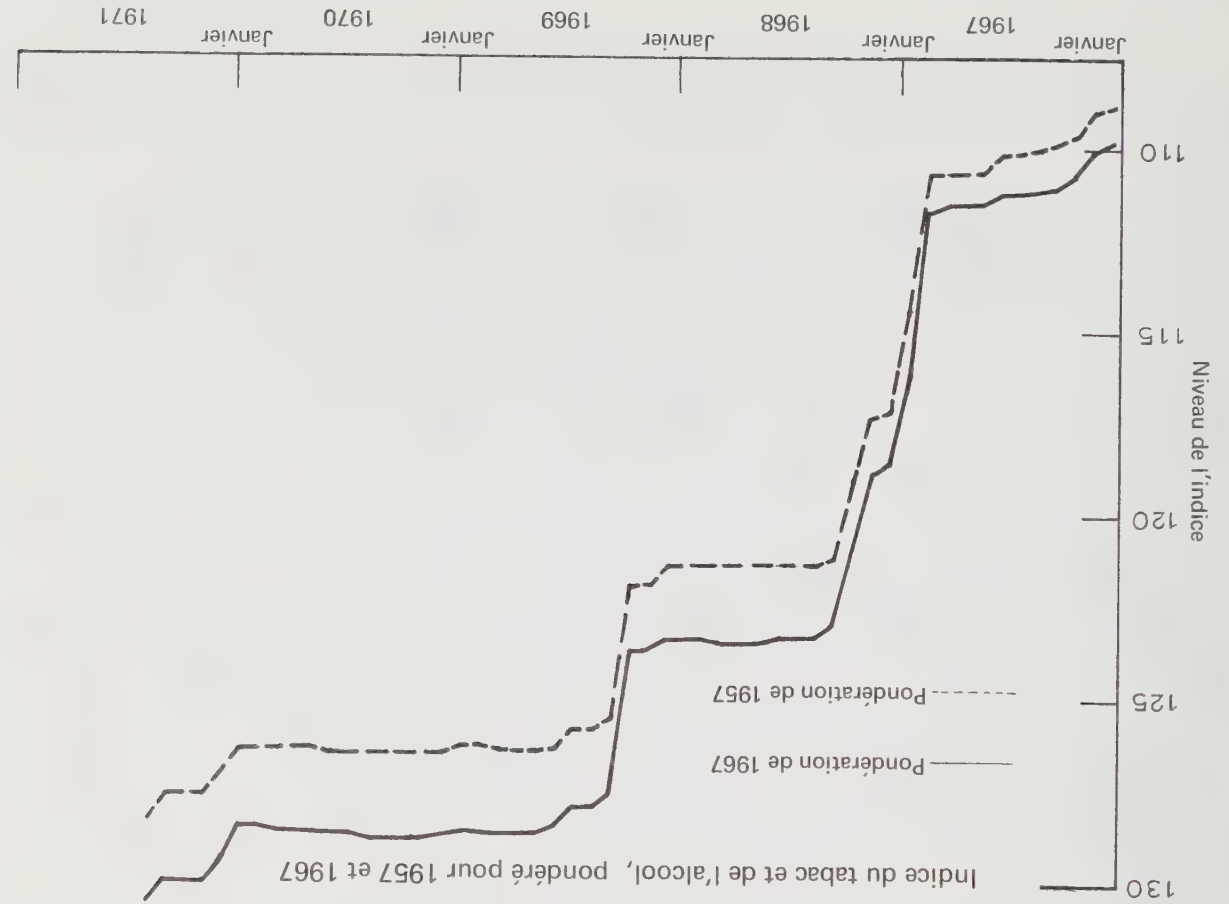
⁵⁰ BFS, *The Consumer Price Index for Canada*, (1949 = 100), *op. cit.*, p. 12.

Selon le document de référence sur l'indice des prix à la consommation, «les prix utilisés pour calculer l'indice sont les prix de détail payés par les consommateurs finals, y compris tous les impôts sur les ventes et droits d'accise . . . le prix retenu pour chaque bien et service est le prix en vigueur dans chaque magasin ou point de vente le jour où le questionnaire est rempli»⁵⁰. Le BFS recueille généralement les prix des articles de l'indice sur une base mensuelle, à partir d'un échantillon—fondé sur le jugement—de points de vente au détail pour des articles considérés comme se vendant en grande quantité. On calcule une moyenne (non pondérée) des prix dans les magasins individuels d'une ville afin d'obtenir le composant «prix» pour cette ville. Pour compiler l'indice au niveau du pays, on applique les coefficients de pondérations de villes (selon le volume des ventes) et on obtient une moyenne nationale pondérée du prix de l'article. Cependant, pour les articles d'alimentation et de ménage dont le prix est recueilli dans des magasins à succursales et des magasins indépendants, on calcule séparément les prix pour ces deux types de magasin au niveau national puis on les combine selon une pondération représentant la proportion des ventes dans chaque catégorie de magasins. On considère que les coefficients de pondération de chacun de ces facteurs sont variables mais, quand on effectue un changement de pondération, celui-ci est éliminé et ne peut affecter le niveau de l'indice. Par conséquent, bien qu'on puisse avoir pour objectif de calculer les changements des prix payés par les consommateurs, on obtient en fait les changements de prix demandés par un échantillon de détaillants donné, mais variable.

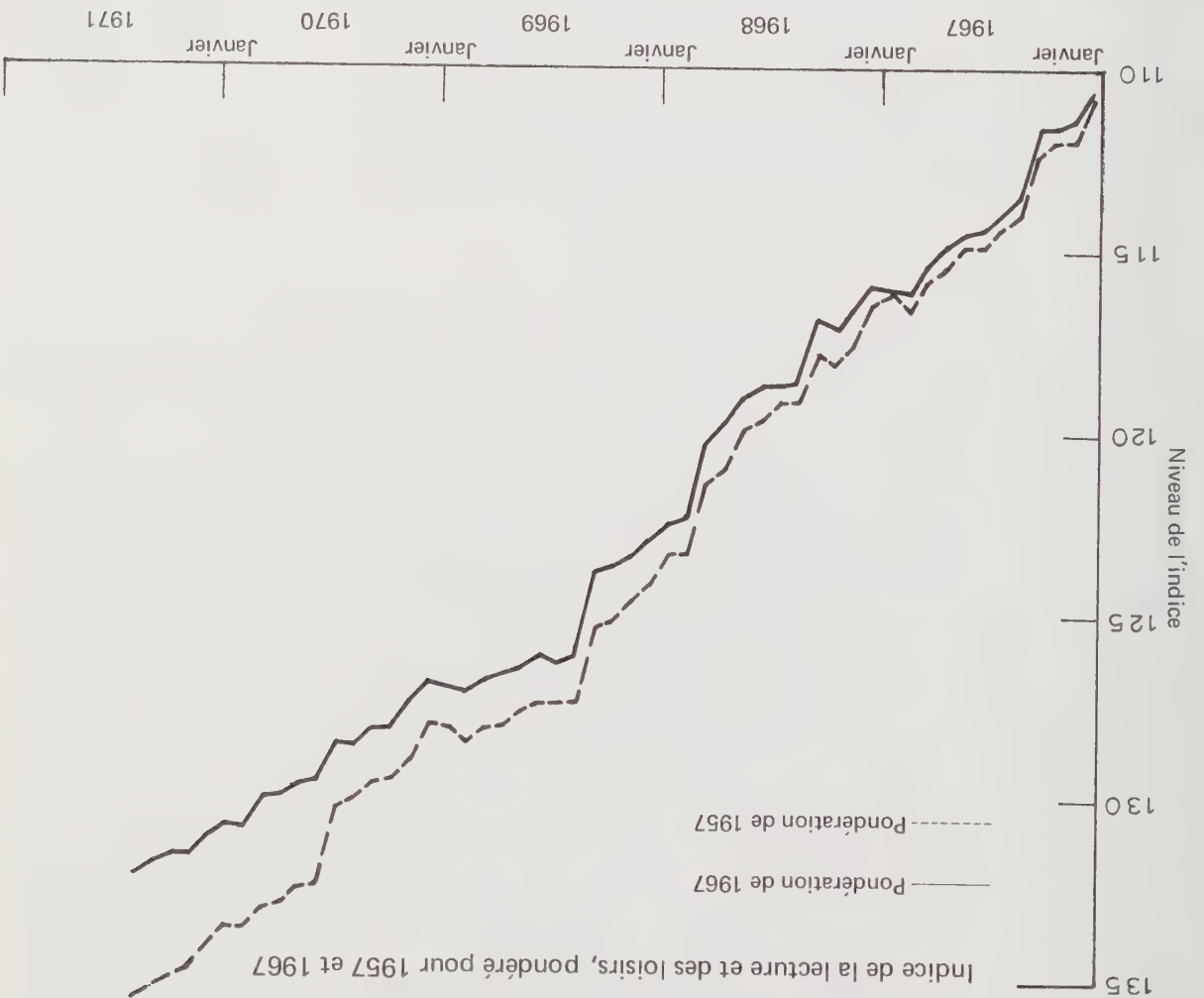
Prix

1957. L'élément logement est manifestement le facteur déterminant du changement résultant des coefficients de pondération différents. Normalement, des coefficients de pondération révisés d'un indice de Laspeyres devraient se traduire par un taux de variation des prix moindre que celui indiqué par des pondérations devenues quelque peu périmées. Les statistiques indiquent cependant que les structures de préférence fondamentales ont changé et qu'une plus grande proportion des dépenses est affectée à des articles dont les prix montent rapidement, tandis qu'on achète en plus faible proportion des articles dont les prix montent moins rapidement.⁴⁹ Dans les données de 1967, la propriété du logement a reçu un coefficient de pondération plus élevé et les loyers une pondération légèrement plus faible, ce qui a causé une faible hausse du taux de croissance des prix mesuré (un peu moins de 0.25 pour cent par an de 1967 à 1970). Mais une révision des coefficients de pondération de 1957 à ceux de 1967 tels que nous avons pu les appliquer ici n'a pas eu beaucoup d'effet sur les variations, annuelles ou d'année en année, de l'indice global, tout comme la révision à partir des coefficients de pondération de 1947-1948 à ceux de 1957, ou la suppression des coefficients de pondération saisonnière de l'élément alimentation.

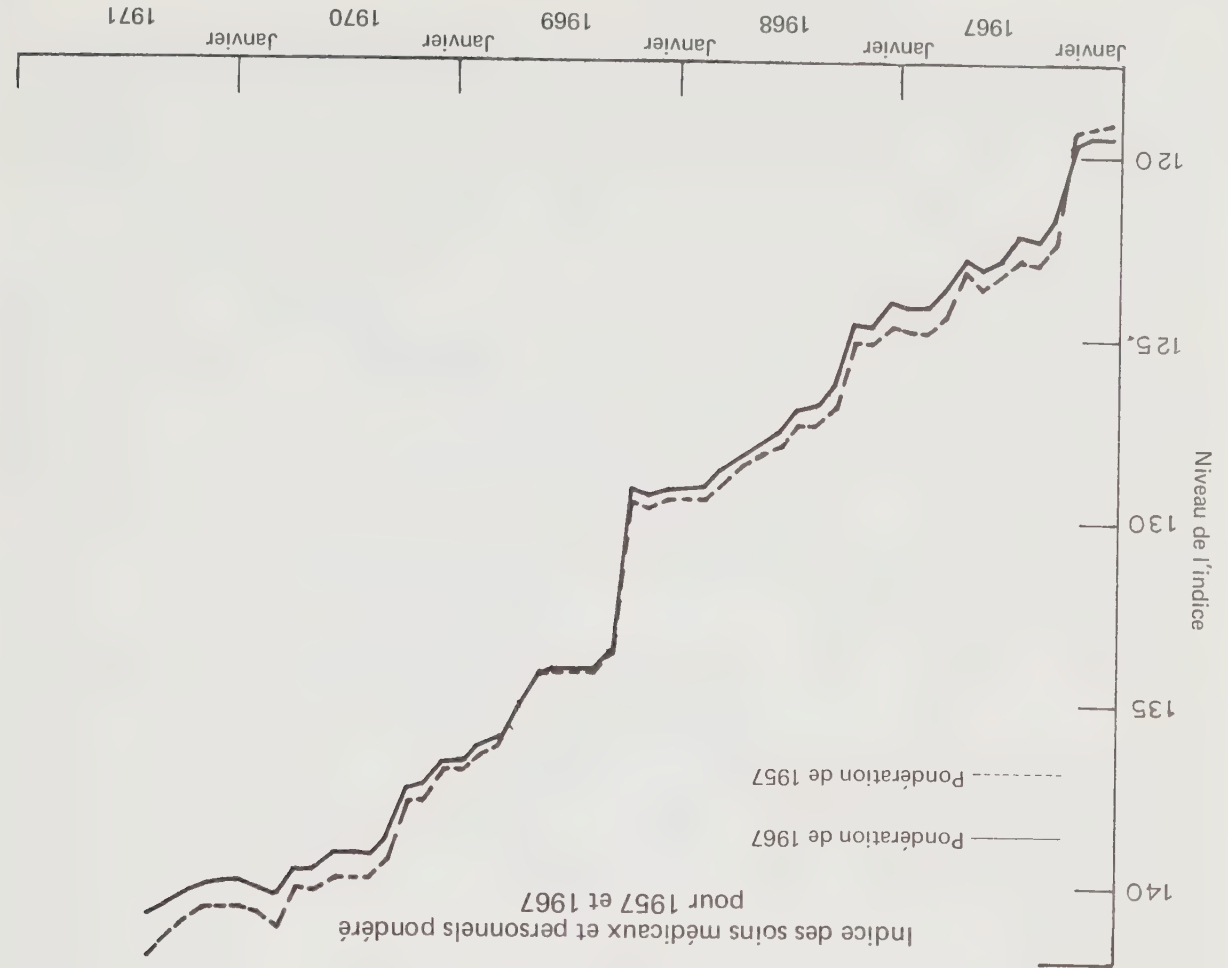




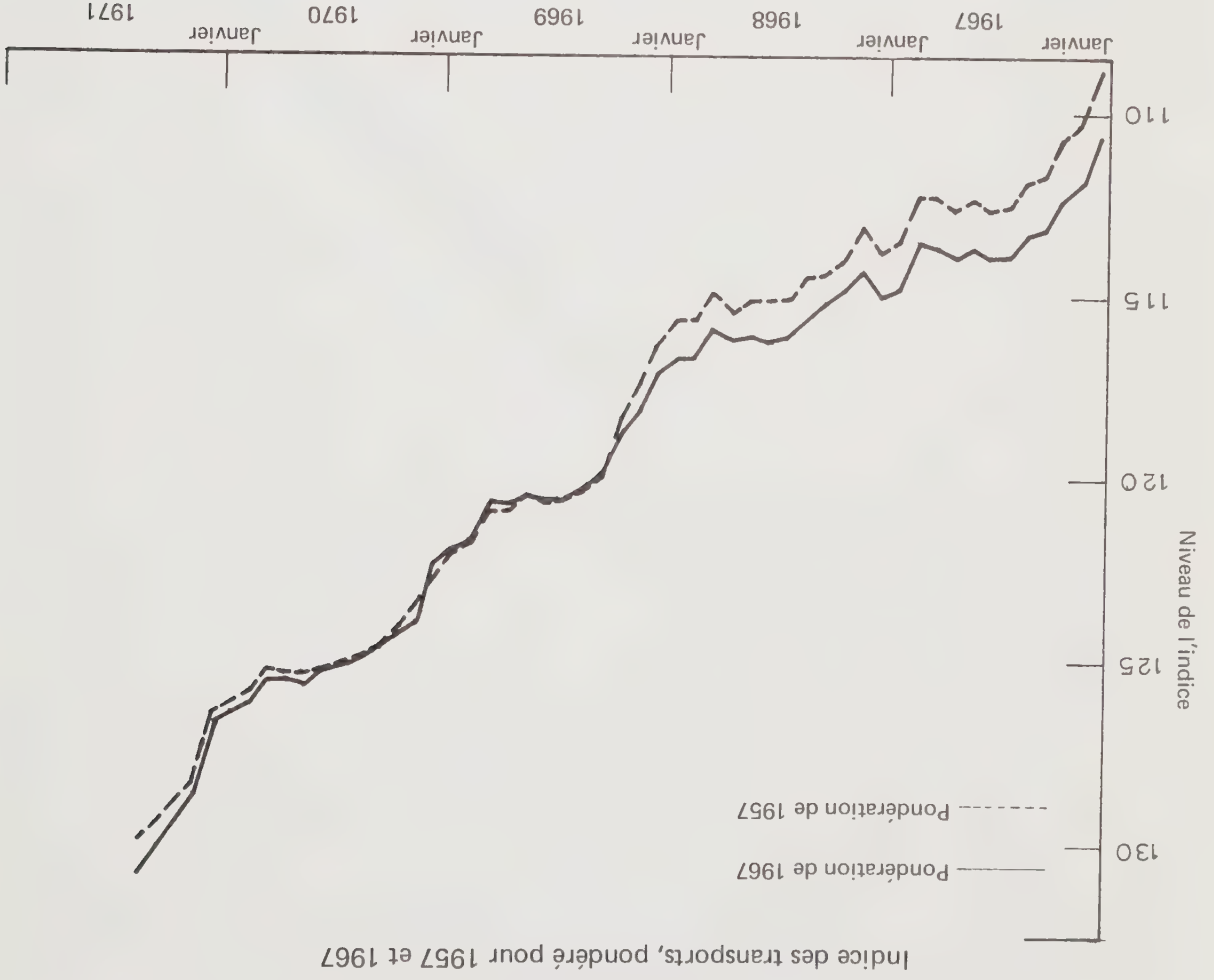
GRAPHIQUE 2.8(vi)



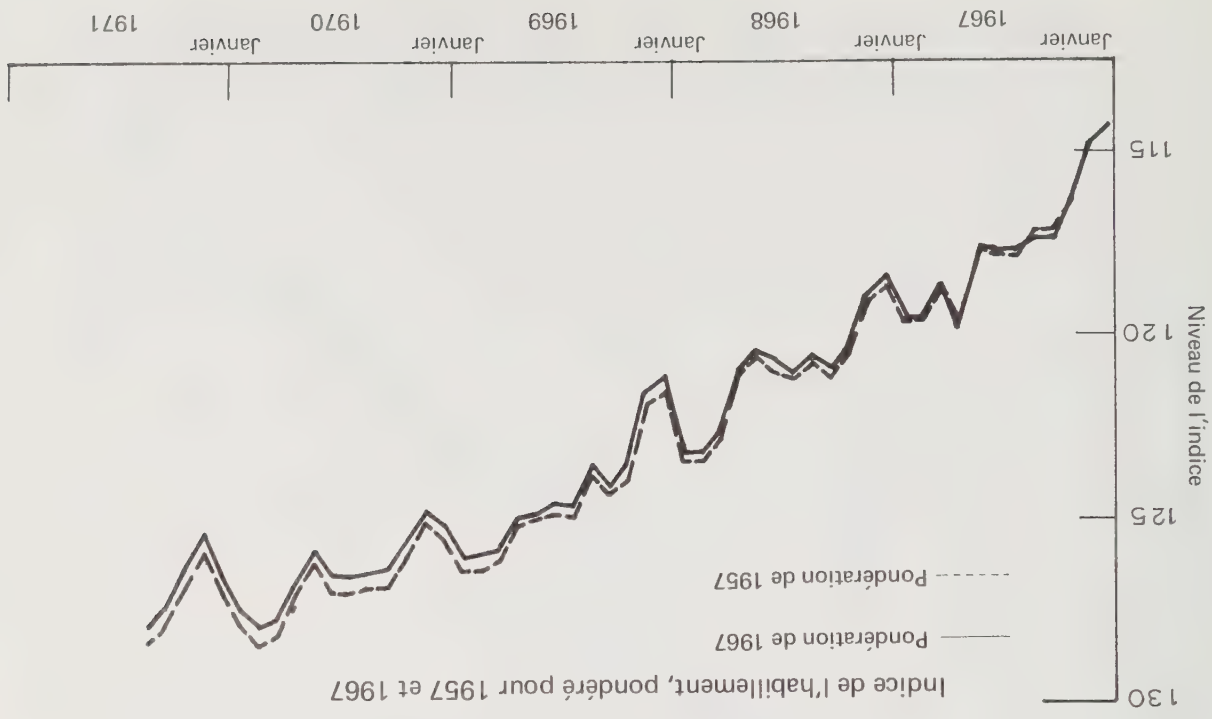
GRAPHIQUE 2.8(v)



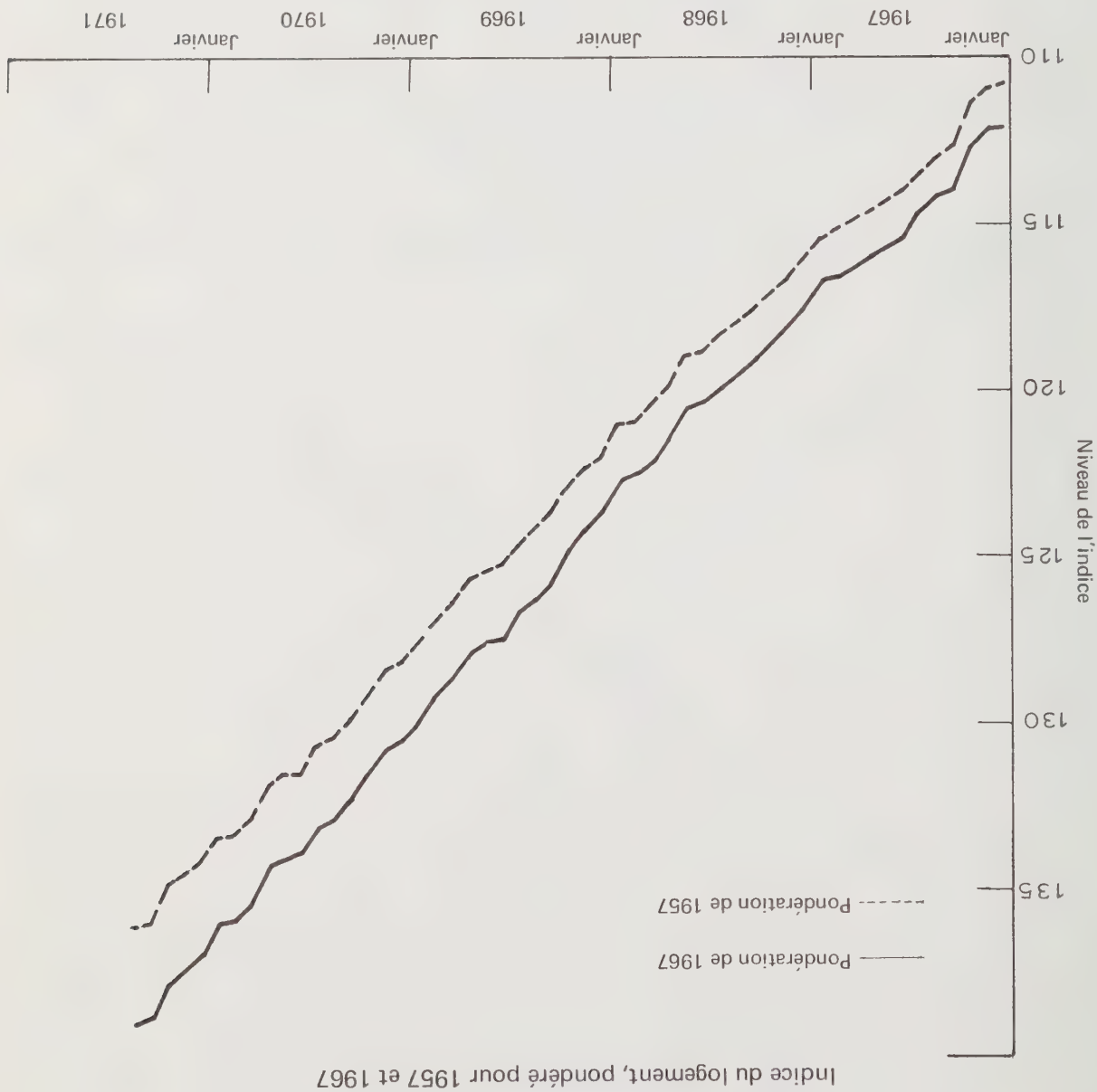
GRAPHIQUE 2.8(iv)



GRAPHIQUE 2.8(iii)



GRAPHIQUE 2.8(III)



GRAPHIQUE 2.8(I)

Ce calcul de nouvelles pondérations a deux aspects remarquables. Première-
 ment, de 1961 à 1966, l'écart entre les séries à pondération saisonnière et les
 séries à pondération moyenne annuelle est généralement de moins d'un point
 d'indice et il atteint apparemment son maximum en mai ou juin et en octobre.
 Cependant, de 1967 à 1970, cet écart augmente, les séries à pondération saison-
 nières étant considérablement plus variables que les séries à pondération moyen-
 num se produisant en août. Il est clair que les pondérations saisonnières affec-
 tent l'évolution de l'indice. En outre, les schémas saisonniers des prix et des
 dépenses ont apparemment changé au cours des cinq dernières années et le
 schéma de pondération saisonnière est donc moins approprié maintenant qu'il
 ne l'était initialement. En raison de cela, et de la polémique sur les coefficients de
 pondération saisonnière dans un indice de prix «purs», on peut recommander
 la suppression des pondérations saisonnières à la prochaine révision de l'indice,
 ou leur maintien seulement si l'on s'efforce de calculer un indice de bien-être.
 Une méthode mieux appropriée d'explication des disparités saisonnières dans
 l'indice consiste à appliquer directement un programme d'ajustement saisonnier
 standard à l'indice de prix calculé à partir des coefficients de pondération annuels.
 Cela supprimerait aussi la variation saisonnière due à d'autres articles saison-
 niers pour lesquels, jusqu'à présent, aucun ajustement n'a été fait.

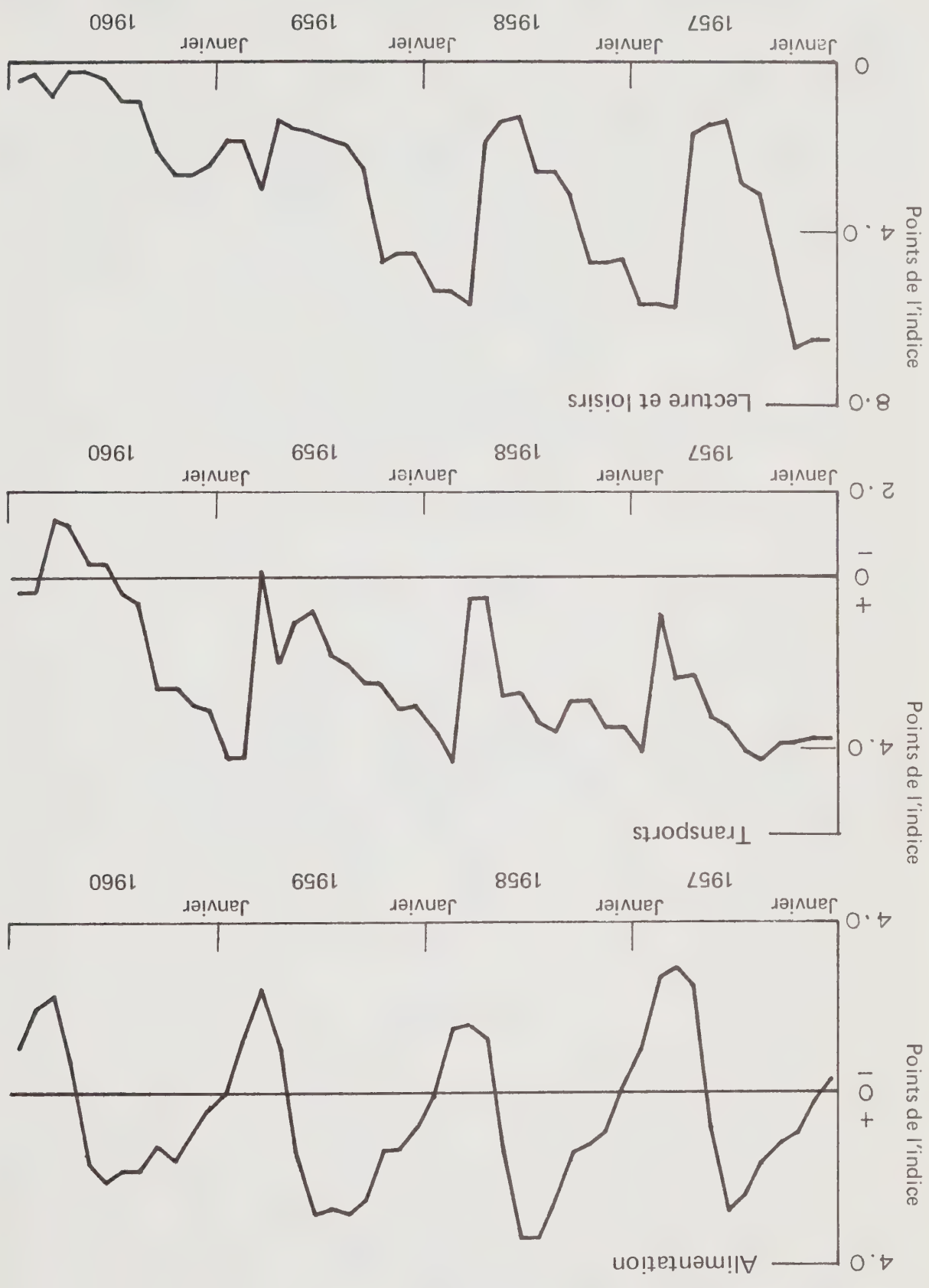
Enfin, pour déterminer l'effet de l'utilisation de coefficients de pondération à
 jour sur l'indice, on utilise les coefficients de pondération tirés de l'enquête de
 1967 sur les dépenses, résumés dans le tableau 2.4, pour recalculer l'IPC pour la
 période de janvier 1967 à janvier 1971. Ces résultats sont résumés dans les gra-
 phiques 2.8(i) à 2.8(vii) et on trouvera dans l'annexe B une décomposition,
 par mois, plus détaillée des éléments. L'enquête de 1967 ne comprenait pas une
 décomposition par article pour l'alimentation et, par conséquent, l'indice global
 révisé est fondé sur un coefficient de pondération des dépenses totales en alimen-
 tation de 1967 et des dépenses relatives en articles d'alimentation en 1957. On
 remarque que l'enquête de 1967 sur les dépenses couvrirait tous les ménages
 urbains, sans restrictions de revenu ou de dimension de la famille. Par consé-
 quent, la comparaison avec l'indice pondéré sur la base de 1957 ne reflète pas
 seulement l'effet de la mise à jour des pondérations mais aussi l'effet de l'exten-
 sion de la portée de l'indice à tous les ménages urbains. On est donc plus proche
 des conditions d'un indice de prix «purs» définies précédemment.

Pour les catégories individuelles, le logement, le tabac et l'alcool, et la lecture
 et les loisirs ont enregistré les principaux changements. Pour les deux premières
 catégories, les pondérations de 1967 fournissent un indice qui se tient continuel-
 lement au-dessus de l'indice publié, mais les taux de variation mesurée sont très
 semblables. Pour la troisième catégorie, l'indice pondéré pour 1967 se tient
 continuellement en-dessous de l'indice publié et son taux d'accroissement est
 légèrement inférieur. L'indice des transports pondéré pour 1957 s'élève à un
 rythme légèrement plus rapide pendant les deux premières années. Les variations
 des indices globaux pendant la période considérée sont à peu près parallèles,
 l'indice pondéré pour 1967 restant légèrement supérieur à l'indice pondéré pour

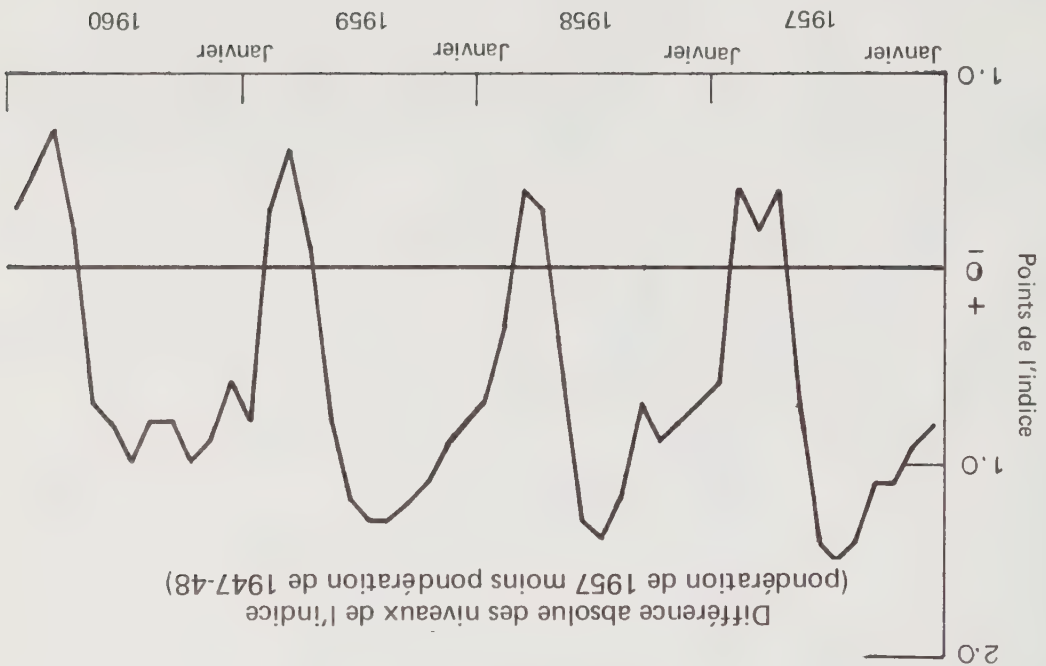
GRAPHIQUE 2.7
Effet des pondérations saisonnières sur l'indice des
prix de l'alimentation, 1961 - 1970



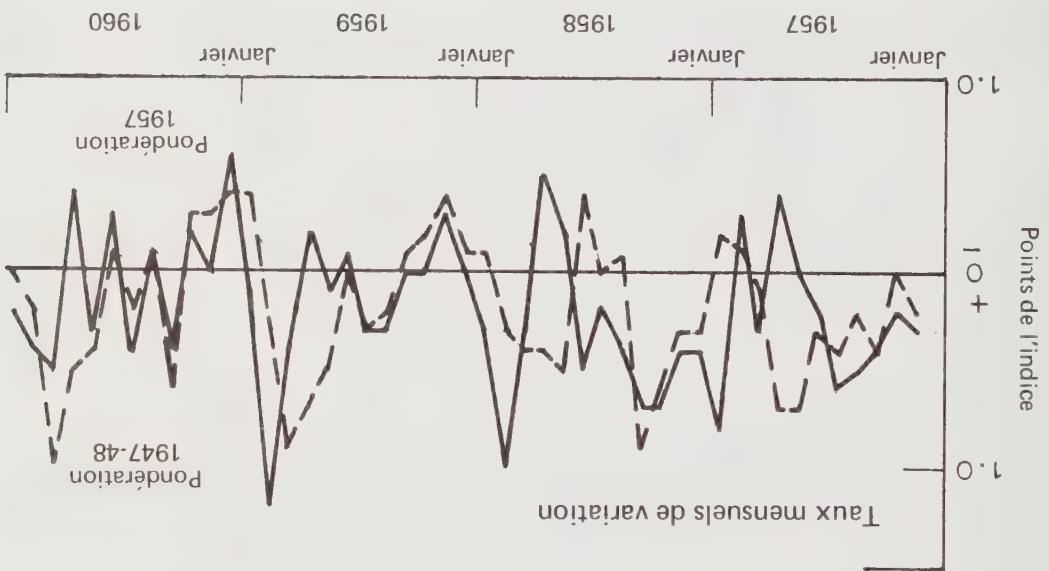
GRAPHIQUE 2.6
 DIFFÉRENCE ABSOLUE DES NIVEAUX DES INDICES,
 COMPOSANTS CHOISIS
 (Pondération de 1957 moins pondération de 1947-1948)



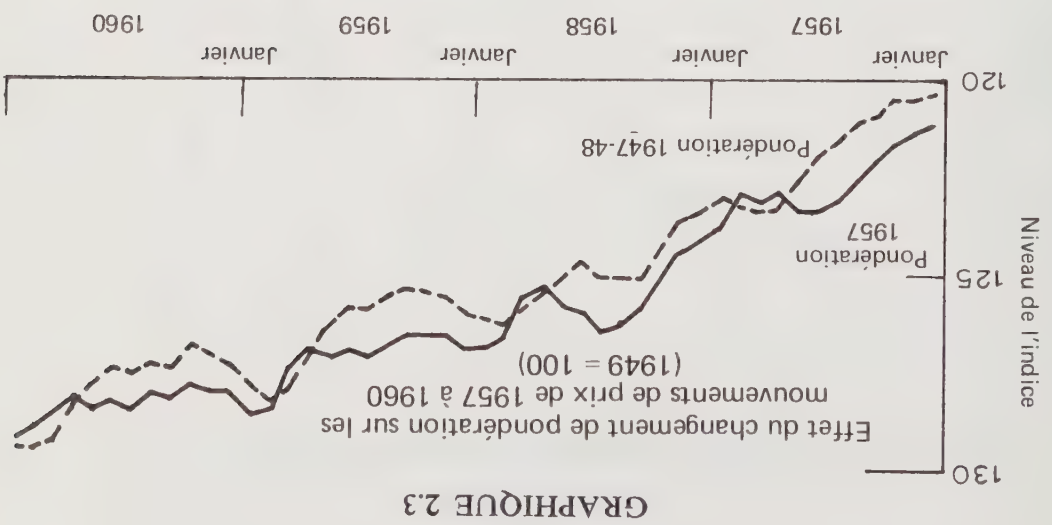
SOURCE: BFS, 62-518, p. 41.



GRAPHIQUE 2.5



GRAPHIQUE 2.4



GRAPHIQUE 2.3

⁴⁸ Les pondérations ont été calculées directement à partir du tableau 5 de Weighing Diagram of the Seasonal Component of the Food Index, BFS, Consumer Price Index for Canada (1949 = 100), *op. cit.*, p. 38.

Une analyse rapide du graphique 2.3 suggère que les deux séries indiquent à peu près la même tendance générale des prix pendant la période étudiée, les coefficients de pondération de 1957 fournissant un taux de changement global légèrement plus bas (comme l'erreur de formulation pouvait le laisser prévoir). Par contre, les graphiques 2.4 et 2.5 indiquent très clairement qu'il y a des différences sensibles dans leurs mouvements à court terme. Les taux de variation mensuels ne sont pas seulement différents mais, dans bien des cas, ils ont des directions opposées. De plus, le graphique 2.5 révèle un rapport saisonnier incontestable entre les deux séries—l'indice pondéré en 1957 dépasse l'indice de 1947-1948, avec un écart maximum en juin, puis il décline vers un minimum relatif de septembre à novembre. Les données de prix à partir desquelles on a tiré ces séries étaient identiques et les différences de mouvements sont entièrement attribuables à des différences de pondération, plus particulièrement des pondérations du facteur saisonnier, des articles et du type de magasins («à succursales» ou «indépendants»). Les pondérations saisonnières de l'alimentation ont été réduites de 19.8 de 32.0 en 1947-48, à 13.7 de 26.9 en 1957, et les pondérations des magasins à succursales et indépendants sont passées respectivement de 44.0 et 56.0 à 55.0 et 45.0. La modification des coefficients de pondération de période est résumée dans le tableau 2.4. Sur le graphique 2.5, l'effet saisonnier apparent indique fortement le changement de la pondération saisonnière de l'alimentation, mais le graphique 2.6 indique aussi une variation saisonnière incontestable des transports et de la lecture et des loisirs. Les transports et l'alimentation tendent à avoir des mouvements complémentaires, tandis que la lecture et les loisirs se compensent, mais ces derniers ont une pondération relative si faible qu'ils n'ont guère d'effet sur les deux autres.

Cette simple transformation des séries de prix initiales en d'autres formes possibles révèle très clairement que les structures de pondération ont eu une influence sur la variation mesurée des prix. Dans notre exemple, le changement moyen d'année en année était semblable, la pondération la plus ancienne fournissant un taux d'augmentation légèrement plus élevé. La variabilité en courte période était cependant très différente, avec des écarts entre les taux mensuels de variation et la direction des variations. Cette observation a des conséquences évidentes quant à l'utilisation d'un indice mesurant les variations de prix en courte période comme fondement de politiques.

Le graphique 2.7 illustre l'effet des coefficients saisonniers des dépenses pour l'alimentation. On a recalculé l'indice de l'alimentation selon des coefficients de pondération des dépenses annuelles moyennes pour les cinquante-huit articles qui ont des pondérations saisonnières⁴⁸. L'effet sur l'IPC n'est pas directement montré mais du fait de la pondération relativement importante de l'alimentation dans l'IPC (26.6 pour cent), il est évident que les changements d'ampleur apparaissant sur le graphique 2.7 affecteraient la variation à court terme de l'indice global.

TABLEAU 2.6

Dépenses des consommateurs en intérêts en pourcentage des dépenses
des particuliers du tableau 2.5

Taux d'intérêt moyen					
6%					
8%					
10%					
12%					
14%					
16%					
1957.....	0.74	0.98	1.23	1.48	1.72
1967.....	—	1.65	2.07	2.48	2.89
1968.....	—	1.71	2.14	2.57	3.00
					3.43

SOURCE: Calculé à partir du tableau 2.5.

Effets de la révision des pondérations de l'indice

Le tableau 2.4 illustre le changement des coefficients de pondération des catégories consécutif à la révision de l'indice de 1971. Les pondérations calculées pour 1967, sans restriction d'échantillon, accusent encore plus de changement. De plus, une certaine variation dans les pondérations relatives des articles est dissimulée par l'agrégation des articles destinés à fournir des pondérations de catégorie⁴⁶. Le but des coefficients de pondération est d'attribuer une importance relative au changement des prix individuels et des schémas de pondération différents devraient aboutir à des mesures du changement de prix différentes. On peut également s'attendre à ce que des pondérations à jour fournissent une mesure de la variation globale des prix plus pertinente et «meilleure» qu'une pondération qui est devenue périmée en raison d'une modification des structures de dépenses. Dans cette section, nous en analyserons l'incidence sur les mouvements et les niveaux de l'indice pour deux périodes, soit de janvier 1957 à décembre 1970 et de janvier 1967 à octobre 1970. Les changements de pondération analysés ne concernent que celles du tableau 2.4, y compris les pondérations saisonnières pour l'alimentation. Dans une partie subséquente de cette étude, nous analyserons de la même manière l'effet qu'auraient sur l'indice certaines méthodes et définitions proposées dans le présent rapport.

Au moment de la révision de l'indice en 1961, le BFS a publié les mouvements de prix de 1957 à 1960 pour les deux indices pondérés avec 1947-1948 et 1957 comme années de base⁴⁷. Donc, pour cette période, on dispose de deux indices différents de Laspeyres, représentés par le graphique 2.3. Les graphiques 2.4 et 2.5 sont des transformations simples des indices initiaux indiquant plus clairement les rapports qui existent entre eux. Le graphique 2.4 illustre les taux mensuels de variation de chaque série et permet de comparer facilement la direction et l'ampleur de leurs mouvements à court terme. Le graphique 2.5 illustre la différence absolue de leurs niveaux, une valeur positive indiquant que l'indice de 1957 avait une valeur supérieure à celle de l'indice de 1947-1948.

⁴⁶ Voir annexe A.

⁴⁷ BFS, *The Consumer Price Index for Canada (1949 = 100) op. cit.*, pp. 41-44.

45 Dans le tableau 2.6, les données sont seulement des approximations des paiements d'intérêt et ils concernent tous les débiteurs—pas seulement ceux de l'échantillon. Si le crédit au consommateur est une fonction positive du revenu, ces nombres exagèrent l'importance relative du crédit pour l'échantillon. Cependant, les taux moyens d'intérêt de 8.0% en 1957 et de 12.0% en 1967 sont aussi, sans aucun doute, des sous-estimations. Étant donné la nature approximative de ces données, nous ne chercherons pas à préciser davantage ces biais qui se compensent.

SOURCES: Dette en cours—*Revue statistique du Canada*. Tableau 48B, juin 1958 et tableau 90, juin 1969
Dépenses des particuliers en biens et services, BFS, 13-201, 1958, tableau 2, et BFS, 13-001, troisième trimestre 1968, tableau 2, et troisième trimestre 1969, tableau B, p. 19.
a Inclut les prêts consentis aux particuliers par les banques à charte, les compagnies de crédit sur les ventes, les compagnies de prêts au consommateur, les compagnies d'assurance sur la vie, les grands magasins, les vendeurs de mobilier et d'instruments, et les unions de crédit. Exclut, le crédit sur le mazout et les comptes courants, le crédit hypothécaire et d'autres crédits à court terme ne portant pas intérêt.

1957.....	2 472	20 072	12.30
1967.....	7 796	37 714	20.67
1968.....	8 765	40 916	21.42

Rapport entre la dette et les dépenses (pourcentage)	Dépenses des particuliers en biens et services (millions de dollars)	Moyenne des crédits en cours ^a (millions de dollars)
--	--	---

TABLEAU 2.5
Importance relative du crédit à la consommation
1957, 1967 et 1968

Une dernière considération quant aux pondérations nous ramène à notre discussion précédente des articles exclus de l'indice, plus précisément la composition de l'habitation possédée, et le coût du crédit à la consommation. On a indiqué l'effet probable sur l'indice de l'exclusion du terrain—la pondération d'un élément croissant rapidement est minimisée, d'où un léger biais vers le bas, par rapport à un indice qui inclurait le terrain. L'exclusion du crédit se traduit vraisemblablement par le même résultat. Les tableaux qui suivent établissent l'importance approximative du crédit dans le budget des ménages, en 1957 et en 1967. Cet élément est loin d'être négligeable; le crédit au consommateur, en excluant l'intérêt hypothécaire, a un coefficient de pondération de 1.0 pour cent à un taux moyen de 8 pour cent en 1957, et de 2.5 pour cent en 1967 à un taux moyen de 12 pour cent⁴⁵. Étant donné que les taux d'intérêt du crédit à la consommation ont augmenté plus rapidement que la moyenne des prix de l'indice au cours des dernières années, l'intégration du crédit augmente-rait légèrement le niveau de l'indice.

coefficients de pondération plus grands pour les achats de maisons et l'intérêt accrus relativement plus vite que l'indice global depuis 1961. Mais il est difficile de conjecturer l'effet net d'un changement de toutes les pondérations. Dans une section subséquente, nous analyserons la sensibilité de l'indice à ces modifications et d'autres.

une approximation raisonnable du coût direct de consommation des maisons achetées en 1957. Cependant, une telle pondération est à mi-chemin entre celle appropriée à un indice de bien-être et celle que l'on utiliserait dans l'indice de prix « purs ». Pour l'indice de bien-être, la dépense moyenne nette pour toutes les maisons possédées durant l'année de référence, dépense comparable aux paiements de loyers pour se loger représenterait une bien meilleure évaluation. Pour un indice destiné à mesurer le changement de prix des biens durables achetés, le coefficient de pondération approprié serait le taux net d'acquisition de maisons neuves et usagées pendant l'année de base, y compris la dépense brute pour des maisons achetées par des familles dont c'est « le premier achat » et la dépense nette pour des familles changeant de maison. Etant donné que la formation de capital et le terrain représentent des dépenses d'acquisition, le coefficient de pondération de l'indice des prix « purs » serait nécessairement plus grand que le coefficient de pondération de remplacement actuellement employé dans l'indice⁴⁴. On a déterminé les coefficients de pondération de l'intérêt hypothécaire afin de se conformer au concept du remplacement appliqué aux coefficients de pondération des achats de maisons. Ces pondérations présentent un aspect additionnel car on a estimé que 6 pour cent des dépenses de 1957 sur le service de l'hypothèque étaient affectées aux engagements financiers hypothécaires de 1957, tandis que les 94 pour cent restants représentaient des engagements financiers hypothécaires contractés avant 1957. On a gardé cette proportion comme coefficient de pondération pour la répartition des engagements financiers hypothécaires présents et passés. Evidemment, cette méthode n'est pas compatible avec les besoins d'un indice mesurant le changement de prix des acquisitions hypothécaires courantes, mais il n'y a pas de données disponibles qui permettraient d'attribuer des coefficients de pondération plus précis. Cependant, si les engagements hypothécaires étaient déterminés par les dépenses pour le logement, le coefficient de pondération de l'intérêt hypothécaire s'élèverait parallèlement à toute augmentation dans le coefficient de pondération des achats d'une maison.

Pour indiquer l'effet que ces problèmes de pondération auraient sur l'indice nous pouvons tirer les conclusions suivantes, toutes autres considérations mises à part. Les biens durables, en tant que groupe, sont sous-représentés par leurs coefficients de pondération actuels, et les prix des biens durables (à part le logement) ont généralement connu une augmentation de prix inférieure à celle de l'indice global. Cette sous-représentation aurait donc causé un certain biais vers le haut de l'indice. Cependant, l'ampleur de ce biais serait probablement faible puisque les appareils, le mobilier et les automobiles ne comptent que pour 9.2 pour cent des pondérations, dont une fraction seulement représenterait des transferts à l'intérieur de l'échantillon. De plus, si les prix des automobiles d'occasion au Canada ont évolué comme aux Etats-Unis, l'augmentation de prix plus forte des automobiles usagées compenserait l'effet d'un accroissement de la pondération de tous les biens durables. On pourrait s'attendre à ce que des

⁴⁴ Aux Etats-Unis, on utilise cette méthode pour pondérer les prix des maisons. Cette différence méthodologique contribue au fait que le coefficient de pondération attribué dans leur indice est beaucoup plus grand (6.28 contre 2.9 au Canada) et elle constitue une différence de taille entre les deux indices qu'il convient de ne pas oublier lorsque l'on établit des comparaisons entre leurs variations.

Ceci a eu pour conséquence de réduire le coefficient de pondération des soins médicaux et personnels d'environ 1.1. La pondération a de nouveau été réajustée en octobre 1970 et novembre 1970, et se situe maintenant à 4.0 au lieu des 6.6 mentionnés dans le document de référence. Statistique Canada considère ceci comme une mesure interimaire qui sera révisée ou remplacée à la prochaine révision de l'indice. Mais l'effet de ce changement de méthode affecte le système de pondération entier, en attribuant des coefficients de pondération proportionnellement accrus à toutes les autres catégories et donc en modifiant l'importance relative attribuée à tous les changements de prix. Par exemple, étant donné que l'indice est maintenant calculé sur une base de pondération totale de 97.4 (100 moins les 2.6 soustraits aux soins médicaux et personnels), l'alimentation a maintenant une pondération implicite de 27.4 $[(26.68 \div 97.4) \times 100]$ et les soins médicaux et personnels ont une pondération implicite de 4.1 $[(4.0 \div 97.4) \times 100]$. Autre conséquence, dans l'interim, seules les variations de prix dans les provinces n'ayant pas l'assurance-maladie déterminent les mouvements de prix mesurés pour les soins couverts par l'assurance-maladie. Une réduction du coefficient de pondération des soins médicaux et personnels se traduira donc par une certaine erreur de méthode dont l'importance devrait toutefois être faible.

Le schéma de pondération utilisé dans l'indice des prix à la consommation se conforme généralement à la conception du maintien d'un taux d'achat fixe approprié à un indice de prix «purs». Il y a cependant plusieurs exceptions importantes dont l'analyse indique une combinaison des conceptions de l'indice de prix «purs» et de l'indice de bien-être.

La manière dont on déterminait les coefficients de pondération des biens durables usagés est une exception. On a démontré que des transferts de biens et de services à l'intérieur de l'échantillon ne modifieraient pas le pouvoir d'achat du groupe, et ce, indépendamment des variations de prix et que, par conséquent, «dans l'IPC, la pondération des biens durables est l'achat net par la population comprise dans l'indice de biens durables neufs et usagés venant du secteur des affaires et du secteur de la consommation en dehors du groupe de l'indice»⁴². Cette méthode sous-représentera les transactions de biens durables usagés dans la mesure où elles étaient supposées avoir eu lieu à l'intérieur de l'échantillon. Pour le logement, deux autres exceptions apparaissent à propos des coefficients de pondération des achats de maison et des intérêts hypothécaires.

Pour déterminer le coefficient de pondération des achats de maisons, on a supposément modifié le concept de taux d'achat en «coût de remplacement de la dépréciation annuelle de l'ensemble des maisons possédées et habitées par les membres de l'échantillon»⁴³. On s'est efforcé d'estimer le coût représenté par la possession des maisons achetées en 1957. À cette fin, on a retranché de la dépense nette en achats de maison (toutes les maisons achetées moins les maisons vendues par la population de l'échantillon), un facteur pour l'achat du terrain et un autre pour la plus-value. Si les valeurs du terrain et la formation de capital étaient des mesures précises de dépenses récupérables que l'on ne devrait pas traiter comme des dépenses de consommation, la pondération résultante serait

⁴² A. D. Holmes, «The Canadian Consumer Price Index: A Reply», *op. cit.*, p. 247.
⁴³ BFS, The Consumer Price Index for Canada (1949 = 100), *op. cit.*, p. 15.

TABLEAU 2.4

Dépenses des ménages et pondération des dépenses 1947-1948, 1957, 1967.

	(1) Coefficients de pondération ^a 1947-1948	(2) Dépenses relevées ^a 1957	(3) Coefficients de pondération publiés 1957	(4) Coefficients de pondération réels 1957	(5) Dépenses relevées ^b 1967	(6) Coefficients de pondération calculés 1967
Pourcentages						
Alimentation.....	32.0	29.4	26.7	26.68	23.5	24.2
Pondérations fixes.....	12.2		13.0			
Pondérations variables.....	19.8		13.7			
Logement.....	32.0	29.4 ^c	32.2	32.25	30.8	31.8
Habilleinent.....	11.0	11.4	11.3	11.30	11.3	11.6
Transport.....	7.0	12.9	12.0	12.00	13.3	13.7
Soins médicaux et personnels.....	6.5	7.8	6.6	6.60 ^d	6.9	7.1
Loisirs et lecture.....	4.3	4.6	4.7	4.69	6.3	6.5
Tabac et alcool.....	7.3	4.5	6.5	6.53	4.9	5.0

SOURCES: (1) BFS, 62-502 (Tableau III); (2) BFS, 62-517 (Tableau 4); (3) BFS, 62-518 (Tableau 4); (4) Correspondance avec le BFS; (5) et (6) Calculés à partir de données de l'enquête sur les dépenses de 1967 du BFS.

^apour les ménages de l'échantillon tels qu'ils étaient définis en 1947-1948 ou 1957.

^bpas de restriction sur le revenu ou la dimension de la famille, représentant donc tous les ménages urbains. Les dépenses et la pondération ne correspondent pas à cause des ajustements nécessaires pour tenir compte des catégories de dépenses additionnelles relevées en 1967. Voir annexe A.

^cn'inclut pas la contribution en capital au logement.

^dréduit à 4.0 en novembre 1970 pour rendre compte des programmes d'assurance-santé obligatoires dans les provinces participantes. Depuis cet ajustement, l'indice a été calculé pour des pondérations totalisant 97.4 pour cent, plutôt que 100 pour cent.

l'indice. Étant donné les difficultés inhérentes aux pondérations saisonnières, y compris la variation de prix induite par la pondération que nous verrons dans la section suivante, il semble plus approprié de s'attaquer directement au problème de la saisonnalité dans l'indice de prix «pur», en désaisonnalisant un indice pondéré sur une base annuelle.

Les coefficients de pondération assignés à chaque mouvement de prix sont censés avoir un effet sur la variation de l'indice global. Bien sûr, si des taux différents de variation de prix existent eu égard à toute caractéristique d'emploi des coefficients de pondération, des coefficients de pondération des dépenses dissemblables peuvent fournir des évaluations différentes, et même contradictoires, du changement de prix. De plus, on doit se rappeler que les coefficients de pondération calculés sur une base fixe causent un biais de formulation positif qui augmente lorsque les dépenses réelles divergent de la structure de pondération utilisée, c'est-à-dire quand les pondérations ne sont plus «à jour».

Les résultats d'enquêtes sur les dépenses et de structures de pondération passées de l'indice sont résumés dans le tableau 2.4. Il y a des désaccords évidents entre la structure de pondération de l'indice actuel et les dépenses relevées en 1957. Aucune explication satisfaisante de ces différences n'apparaît dans les documents de référence, mais des ajustements dans trois composantes—le logement, les soins médicaux et personnels, et le tabac et l'alcool—les expliquent probablement. Dans les enquêtes sur les dépenses, le tabac et l'alcool ne sont souvent pas mentionnés à leur juste importance⁴¹ et les postes du tableau 2.4 impliquent l'existence d'un ajustement positif sensible lorsqu'on a déterminé leur pondération. De même, en 1961, on a exclu l'hospitalisation de l'indice, ce qui explique une certaine réduction de la pondération de la catégorie soins médicaux et personnels. L'ajustement à la hausse de la composante logement s'imposait car les dépenses enregistrées quant à la propriété du logement n'incluaient aucune contribution à la dépense en capital pour les maisons comme l'achat de maisons ou les paiements sur le principal. Ces ajustements se sont soldés par une augmentation des coefficients de pondération du logement et du tabac et de l'alcool, une diminution du coefficient de pondération des soins médicaux et personnels et une variation proportionnelle mais inverse des coefficients de pondération de tous les autres articles. La différence entre les coefficients de pondération de 1957 réels et publiés est due à l'erreur d'arrondissement, mais même ces petites différences de pondération affectent légèrement l'indice.

On a fait un ajustement additionnel des coefficients de pondération sans précédent en 1969 et 1970, lors de la mise en vigueur dans les provinces des programmes gouvernementaux d'assurance-maladie obligatoires. En octobre 1969, on a supprimé de l'indice, pour toutes les provinces excepté le Québec, le Nouveau-Brunswick et l'Île-du-Prince-Édouard, le coefficient de pondération de tous les frais couverts par l'assurance-maladie (par exemple les honoraires de médecins, les honoraires d'oculististes, et la prise en charge médicale payée d'avance).

⁴¹ U.S. Bureau of Labor Statistics, *The Consumer Price Index: History and Techniques*, Bulletin No. 1517, p. 55.

on établit des coefficients de pondération distincts. Les pondérations de chaque catégorie sont déterminées à partir de leur proportion des ventes dans trente-trois villes de l'échantillon du recensement du commerce. Ces pondérations sont aussi considérées comme variables, mais on leur a assigné des pourcentages de 55 pour les magasins à succursales et de 45 pour les magasins indépendants depuis 1961, lesquels n'ont pas changé avant août 1970, date à laquelle la proportion est passée à 60 pour cent pour les magasins à succursales et à 40 pour cent pour les magasins indépendants. Il en est de même pour les pondérations attribuées aux villes, que l'on détermine à partir de la proportion des ventes dans trente-trois villes et qui peuvent être changées mais ne l'ont été qu'une seule fois depuis 1961, en 1970³⁹. Quoiqu'en principe chacune de ces structures de pondération puisse être modifiée si les conditions changent, on voit que ceci n'arrive que très rarement. En outre, la méthode suivie pour incorporer un tel changement réduit effectivement l'avantage de pouvoir ajuster les structures de pondération. Quand on modifie une pondération, la variation de prix résultant de ce changement est éliminée et le niveau de l'indice ne varie donc pas au moment de la révision de la pondération. On a donc un indice qui mesure les variations de prix avec les anciens coefficients de pondération jusqu'à la révision, puis avec les nouveaux coefficients de pondération. En général, cette méthode n'est évidemment pas compatible avec l'évaluation des changements des prix payés par les consommateurs.

On considère que les coefficients de pondération des articles sont rigoureusement fixes pendant une période donnée de calcul de l'indice, même si l'introduction, en 1969, des régimes d'assurance-maladie dans plusieurs provinces a causé une modification de méthode. Les pondérations étaient issues des enquêtes sur les dépenses d'un échantillon de ménages en 1957 et correspondaient à la proportion de tous les articles ou groupes d'articles similaires dans la dépense totale de consommation enregistrée (et non le revenu total ou le revenu disponible). Eu égard aux articles, l'indice des prix à la consommation se caractérise donc comme un indice des prix relatifs pondéré d'après les dépenses (passées). On assigne à la moitié environ des articles alimentaires compris dans l'indice des structures de pondération saisonnière. Ces coefficients de pondération varient au long de l'année d'après un schéma prédéterminé (habituellement mensuellement) mais sont repris les autres années. Les experts ont exprimé certaines craintes quant à l'utilisation de pondérations saisonnières, particulièrement dans un indice de prix «pur»⁴⁰, mais elles représentent vraiment un moyen de traiter du problème des mouvements saisonniers de quantité qui affecte le calcul d'un indice mensuel. On devrait cependant remarquer qu'un certain nombre d'articles dont les achats sont saisonniers, tels que les automobiles, les vêtements et le matériel de chauffage, n'ont pas de coefficient de pondération saisonnière dans

³⁹ Un autre changement mineur de pondération a été effectué en 1970. Avant le changement, dans l'indice pour le Canada, on pondérait les magasins à succursales selon le volume des ventes réalisées dans chaque ville, mais on attribuait le même coefficient de pondération aux magasins indépendants. Actuellement, les magasins indépendants sont traités de la même façon que les magasins à succursales, ce qui supprime ce défaut mineur de pondération.

⁴⁰ cf., Asimakopulos, «The Canadian Consumer Price Index», *op. cit.*, pp. 382-385 et Hurwitz, *op. cit.*, p. 822.

³⁸ Le BFS a compilé pendant peu de temps une série des détaillants vendant au rabais en 1962 et 1963. Les magasins inclus dans le groupe de vente au rabais représentaient environ 6% des ventes non alimentaires à cette époque, mais cette série a été discontinuée après 1963.

On agrège les prix des articles parmi les magasins de plusieurs villes en combinant des coefficients de pondération implicites et explicites. Pour compiler les prix des magasins individuels d'une ville, on attribue une importance égale à chaque magasin malgré les différents volumes de ventes. Dans quelques cas, en particulier les automobiles, on sélectionne plusieurs variétés d'articles et les pondérations sont établies en fonction de la proportion des ventes représentée par chaque variété. On peut changer les coefficients de pondération des variétés d'articles mais ceci n'arrive que rarement; dans le cas des automobiles, ils n'ont changé que deux fois depuis 1961.

Les magasins d'alimentation sont classés en «indépendants» et «à succursales» (ces derniers sont définis comme un groupe de quatre magasins ou plus appartenant à la même personne ou entreprise), et pour chaque classification,

il s'agit en fait du dernier stade d'aggrégation dans la compilation de l'IPC pour tous les articles au Canada.

Le rôle des pondérations dans un indice de prix est d'assigner une importance relative au changement des prix individuels (rapports de prix) lors de l'aggrégation de tout ensemble de rapports de prix en un indice unique. L'indice des prix à la consommation utilise une gamme complexe de coefficients de pondération pour les articles, les magasins, les types de vendeurs, les villes et la consommation saisonnière. Les coefficients de pondération ne sont pas tous explicites, et certains sont rigoureusement fixés durant la période sur laquelle porte l'indice (environ dix ans), tandis que d'autres peuvent changer. On identifie habituellement les coefficients de pondération des articles avec le processus de compilation, mais il s'agit en fait du dernier stade d'aggrégation dans la compilation de l'IPC pour tous les articles au Canada.

Pondérations et structures de pondération

tinguer d'autres points de vente au détail³⁸. Par conséquent, on ne dispose actuellement pas de données qui leur soient spécifiques. Il est donc, de toute évidence, impossible d'évaluer les conséquences de leur exclusion. Cependant, une correction de l'indice montre que plus de 50 pour cent des articles (en pondération) pourraient être achetés dans des points de vente au détail pouvant être classés dans cette catégorie de détaillants. Si les prix de ces magasins sont sensiblement plus bas que ceux des magasins de l'échantillon et que si les rabais ne sont pas totalement compensés par des réductions des services connexes (comme le suggèrent aussi bien leur croissance que la difficulté de les distinguer des autres opérations commerciales), le succès croissant de ces magasins depuis 1961 implique que l'indice sera biaisé vers le haut par rapport aux prix réels payés par les consommateurs. De même, ces magasins peuvent être inclus dans l'échantillon mais tout changement de prix dû à leur introduction dans l'indice sera éliminé et l'indice sera donc biaisé vers le haut par rapport aux prix réels payés par les consommateurs. Par conséquent, le fait de ne pas tenir compte adéquate-ment de la croissance des magasins de vente au rabais se traduit vraisemblablement par une déformation de l'indice vers le haut.

Comme les articles, les points de vente au détail dont on obtient les données de prix sont échantillonnés sur une base de jugement. On a appliqué trois critères pour sélectionner les points de vente :

- magasins ayant le plus grand volume de vente pour des articles ou groupes d'articles pertinents,
- magasins réalisant la plus grande partie de leur commerce avec les consommateurs de l'échantillon, et
- la disponibilité ininterrompue dans les magasins des articles dont on doit fixer le prix.

Étant donné ces critères, on exclut les magasins ethniques ou de spécialités, les magasins qui offrent différentes lignes de produits à des prix au rabais, les organismes de «vente directe en gros» et de vente par correspondance. Certains détaillants de l'échantillon cessent parfois de satisfaire les critères et on doit intégrer de nouveaux points de vente; les substitutions sont faites selon les mêmes critères. Généralement, quand on fait une substitution parmi les magasins, on retire de l'indice tout changement de prix provenant de ladite substitution, et le niveau de l'indice n'en est donc pas affecté.

Pour certains articles, il suffit d'obtenir des estimations de prix à partir d'une seule source, parce qu'il n'existe qu'un vendeur ou parce qu'une structure fixe des prix est imposée à tous les vendeurs (par exemple, alcools, transports locaux, immatriculation des voitures), mais, pour la majorité des articles, on utilise un échantillon de magasins. Quand l'échantillon comporte plus d'un magasin, on attribue généralement des coefficients de pondération égaux aux prix de chaque magasin pour compiler un prix moyen de l'article. Cependant, les articles d'alimentation et une partie des fournitures de maison (un coefficient de pondération d'environ 28 pour cent dans l'indice agrégé) sont traités différemment. Les magasins d'alimentation sont classés en deux groupes, «à succursales» et «indépendants» et les prix moyens de l'article sont calculés de façon à refléter la répartition des ventes entre les deux groupes. Par l'utilisation de coefficients de pondération pour les villes, l'indice pour l'ensemble du pays rend compte de la distribution géographique des ventes au détail. Ces considérations sur la pondération font l'objet d'explications plus détaillées dans la section suivante.

On n'a pas cherché, de manière spécifique, à prendre en compte la croissance des magasins à grand volume de vente et faibles marges de profit (l'opération dite de «vente de détail au rabais»), quoique ces magasins puissent s'intégrer à l'indice s'ils satisfont aux critères de sélection. Il est donc probable que l'importance de ces magasins est sous-représentée dans l'indice actuel. La difficulté de définir avec précision les opérations de «vente au rabais» est une des raisons de cette déficience. On a tenté de les identifier selon leurs caractéristiques de techniques commerciales et de services mais, apparemment, on ne pouvait les dis-

³⁷Résumé de la correspondance avec I. D. H. Penpraze, Chef de la Section des prix de détail, Division des prix, Statistique Canada.

³⁵ BFS, *The Consumer Price Index for Canada* (1949 = 100), *op. cit.*, p. 10
³⁶ BFS, *The Consumer Price Index for Canada* (1949 = 100), *op. cit.*, p. 12

que ceux qui y sont inclus spécifiquement³⁵. Mais aucune preuve statistique ne confirme cette affirmation et on ne recueille pas d'informations supplémentaires sur les prix qui pourraient la défendre. On peut avancer plusieurs raisons de mettre en doute la validité de cette assertion. Premièrement, à cause de variations différentes des prix relatifs dans le temps, un article (ou un magasin) peut atteindre un fort volume de ventes. Deuxièmement, on utilise des biens durables neufs pour représenter les fluctuations de prix de biens durables usagés. Quoique nous n'ayons pas de données directement en rapport avec cette question, aux États-Unis les indices sur les automobiles neuves et d'occasion ont beaucoup divergé, les indices sur les automobiles d'occasion montrant la plus forte augmentation de prix. De même, dans les conditions de taux d'intérêt hypothécaires croissants, on pourrait s'attendre à ce que les vieilles maisons pour lesquelles les taux d'intérêt hypothécaires sont inférieurs augmentent de prix plus rapidement que les maisons neuves aux taux d'intérêt plus élevés. À cause des applications nombreuses que l'on fait de l'indice, il semblerait avisé d'effectuer périodiquement des échantillonnages des prix des articles et des variétés de façon à établir de manière statistique la représentativité.

L'exclusion de l'indice de nombreux articles et catégories de dépenses importantes est étroitement liée à ces questions. Le terrain utilisé pour le logement est exclu des coefficients de pondération de la propriété des maisons, car on considère qu'il n'est pas «consommé», et les prix des terrains ne se reflètent pas dans l'indice. Le crédit à la consommation (sauf la dette hypothécaire sur les maisons possédées) est une autre omission importante. On peut exclure toutes les charges financières et de crédit d'un indice de prix pour des raisons conceptuelles, mais, étant donné que l'intérêt hypothécaire sur les maisons est inclu, et que les coûts du crédit représentent une dépense importante (voir tableaux 2.5 et 2.6), il est peu logique d'inclure l'intérêt hypothécaire et d'exclure d'autres dépenses similaires. Enfin, plusieurs types d'assurances (comprenant toutes celles sur la vie, le chômage et le maintien du revenu) sont exclues parce que «le paiement n'a aucun rapport avec des quantités spécifiées de biens et de services»³⁶.

On peut démontrer que la plupart, sinon la totalité, de ces articles devraient être traités de façon explicite dans les deux types d'indices proposés puisqu'ils représentent des articles pour lesquels la dépense est déclarée et dont les prix existent. Cependant, au-delà de l'affirmation très générale selon laquelle l'exclusion de ces articles affecte la structure de pondération et, par conséquent l'importance relative des variations de prix dans l'indice global des prix à la consommation, il est très difficile de se prononcer quant à l'effet net de leur inclusion dans l'indice. Dans une section subséquente, nous avons essayé, quoique de manière limitée, d'indiquer la sensibilité de l'indice aux variations de prix de certains de ces éléments.

Ainsi, dans l'indice, les articles sont des «biens et services vendus en grande quantité» sélectionnés par le jugement et non par des méthodes d'échantillonnage fondées sur un calcul de probabilités. Lorsqu'on effectue des changements de variété, on fait appel au jugement des détaillants et des «fabricants» pour choisir la variété à utiliser comme remplacement. Les seules autres restrictions à l'intégration des articles dans l'indice sont (1) l'existence d'un prix (étiquette) et (2), l'identification de ce prix à une quantité précise d'un produit ou d'un service³².

La dernière condition dénote clairement la recherche d'une définition des produits ou des services selon leurs caractéristiques physiques immédiates et tangibles, parfaitement compatibles avec les exigences d'un indice destiné à ne mesurer que la variation des prix. Cependant, dans certains cas, on ne respecte pas ce critère de sélection de l'article et on suit alors une méthode qui tente d'inclure (et d'évaluer de façon implicite) les caractéristiques intangibles associées aux achats . . . «en général, ou jugeait que les bas prix dans les magasins à succursales par rapport aux magasins indépendants étaient contrebalancés par des différences non mesurables en services tels que livraisons, crédit, achats par téléphone, etc . . . C'est pourquoi, on n'admettait pas que l'importance relative variable des magasins à succursales et indépendants modifie le niveau de l'IPC»³³. Ceci indique très clairement une définition bien plus large de l'achat que celle énoncée dans le document de référence, définition qui se traduit par une décision arbitraire sur la qualité et la quantité des services fournis, ces services ne sont généralement pas assimilés à un bien ou à un service particulier; ils sont disponibles, et ce, indépendamment du fait qu'un acheteur particulier y recoure ou non³⁴. Théoriquement, les prix du crédit à court terme, du stationnement, de la musique, des services de «prêt à emporter», etc. . . sont répartis sur toutes les ventes et sont, par conséquent, payés lors de chaque achat même si on ne les utilise pas à l'occasion dudit achat. Quoique ces facteurs soient pertinents pour définir la satisfaction procurée par les achats et devraient être inclus d'une certaine façon dans un indice de bien-être, on peut douter de la nécessité de les intégrer dans un indice des seuls prix, car le service accessoire n'a pas un prix identifiable, même s'il a un coût. Leur inclusion dans l'indice des prix à la consommation ne respecte assurément pas la condition selon laquelle un bien ou un service doit avoir un prix facilement identifiable.

La raison pour laquelle on utilise des méthodes d'échantillonnage fondées sur le jugement pour sélectionner les articles et les prix réside dans le coût élevé encouru pour obtenir des échantillons fondés sur les probabilités. On suppose que les mesures des changements de prix de tous les biens et services similaires obtenues sont représentatives. «On a sélectionné les articles et bâti l'indice de façon à mesurer le changement de prix de tous les biens de même nature générale

³² BFS, *The Consumer Price Index for Canada*, (1949 = 100). *op. cit.*, p. 10.

³³ A. D. Holmes, *op. cit.*, p. 250.

³⁴ La plupart des impôts sont de la même nature et ce problème crée certainement un problème de «qualité» d'un type particulier.

L'indice des prix à la consommation est calculé chaque mois en combinant les mouvements de prix d'environ deux cent soixante biens et services individuels. À l'origine, ces articles furent déterminés à partir des dépenses relatives à des articles ou à des catégories d'articles relevés pour l'échantillon de 1957. On ne cherchait pas à distinguer les articles de luxe des articles nécessaires et le « panier » n'est pas destiné à fixer quelque niveau d'achat minimum ou acceptable. L'indice couvre 225 articles dont cent quarante d'alimentation et d'habillement, et trente-cinq services³⁰. On distingue entre les articles et les variétés d'articles; « les articles » sont des catégories de biens et de services relativement restreintes, par exemple les réfrigérateurs ou les billets de théâtre, et les coefficients de pondération représentant l'importance relative de chaque catégorie dans le panier sont maintenus constants. Les « variétés » sont des biens et des services plus étroitement précisés au sein des catégories plus larges d'articles fixés; chacune est définie avec assez de précision pour la rendre pratiquement unique quant aux caractéristiques de l'article lui-même et donc de son prix. On a initialement choisi pour l'étude continue des prix les variétés qui représentaient la plus grande partie des ventes chez les détaillants pendant la période de base»³¹.

Représentativité eu égard aux articles

plus grande de la population. Cependant, l'échantillon couvrirait probablement moins de 25 pour cent des ménages canadiens en 1956 et en 1966²⁹. Les limitations de l'échantillon affectent à plusieurs égards les méthodes de calcul de l'indice et elles peuvent donc influencer les variations de l'indice. Il en est ainsi des implications de l'échantillon sur le calcul des coefficients de pondération des dépenses et donc sur l'importance relative attachée aux variations des prix individuels lors de l'agrégation en un indice unique. Mais l'échantillonage influe aussi sur les articles et les points de vente retenus et donc, évidemment, sur les prix particuliers que l'on relève. En conséquence, à moins de pouvoir prouver que les mouvements de prix globaux sont en corrélation très étroite avec les variations de l'indice des prix à la consommation, l'indice est représentatif d'une proportion dérisoirement faible du total des ménages canadiens. Étant donné que les utilisations principales de l'indice ont une portée beaucoup plus vaste, il semblerait opportun de supprimer au moins les restrictions de revenu et de dimension de la famille, en révisant l'indice. Les enquêtes sur les dépenses entreprises depuis 1959, y compris celle de 1969, ont rassemblé des données sur une base de population beaucoup plus large que l'échantillon, ce qui montre que cet aspect du problème d'échantillonage peut être résout.

²⁹ Le cadre d'échantillonnage utilisé aux États-Unis s'applique à des salariés et à des employés de bureau dans les secteurs métropolitains mais elle n'impose aucune limite de revenus ou dimension de la famille. Selon A. M. Ross, Délégué du Bureau of Labor Statistics, «il (l'IPC) inclut environ 40 pour cent de la population». *U.S. Congress, Hearings Before the Subcommittee on Economic Statistics of the Joint Economic Committee*, 24, 25 et 26 mai 1966, p. 178.

³⁰ Les articles compris dans l'indice sont énumérés avec leur coefficient de pondération dans les tableaux 4 et 5 du document de référence (BFS, 62-518). Le tableau 6 de la même publication fournit une classification supplémentaire des articles.

³¹ A. D. Holmes, «The Canadian Consumer Price Index: A Reply», *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. XXX, No. 2, Mai 1964, p. 247.

SOURCES: 1956—calculé à partir de BFS, 93-504, tableau 44.
 1961—calculé à partir de BFS, 93-514, tableau 49.
 1966—calculé à partir de BFS, 93-609, tableau 53.
^a Exprimé en pourcentage de la population totale.
^b Le recensement de 1956 ne fournit pas, pour les différentes catégories de centres urbains, une décomposition au niveau des familles. On a obtenu une répartition approximative des familles dans les centres urbains en les assignant aux trois types de centres urbains dans la proportion indiquée pour la population urbaine dans le catalogue 93-603 du BFS.
^c Calculé en soustrayant le nombre de membres de familles de la population totale.
^d Calculé en soustrayant le nombre de membres de familles de 2 à 6 membres du nombre total de membres des familles.

	1956 ^b	1961	1966
<i>Familles, 2 à 6 membres</i>			
urbaines—plus de 30 000	36.06	40.25	42.51
—10 000-29 999	4.68	4.17	4.14
—1 000- 9 999	9.35	7.72	8.00
Total urbain.....	50.19	52.14	54.65
Rurales—non agricole.....	10.97	12.16	10.66
—agricole.....	10.28	7.15	6.04
Total rural.....	21.25	19.31	16.70
Total.....	71.44	71.45	71.35
<i>Individus indépendants^c</i>	12.46	11.76	11.66
<i>Familles de plus de 6 membres^d</i>	16.10	16.79	16.99
Total.....	100.00	100.00	100.00

Répartition de la population canadienne selon la dimension de la famille et l'urbanisation^a.

TABLEAU 2.3

SOURCES: BFS, 92-608, pour 1961.
 BFS, 92-507 pour 1956.

	1956	1961	1966
<i>Population urbaine—plus de 30 000</i>	47.87	52.80	56.73
—10 000-29 999	6.35	5.76	5.77
—1 000- 9 999	12.42	11.09	11.58
Population urbaine totale.....	66.64	69.65	74.08
Population rurale—non agricole.....	17.00	18.99	16.86
—agricole.....	16.36	11.36	9.56
Population rurale totale.....	33.36	30.35	26.42
Population rurale totale.....	100.00	100.00	100.00

Répartition de la population urbaine et rurale canadienne; 1956, 1961 et 1966.

TABLEAU 2.2

Les deux tableaux suivants résument la répartition de la population canadienne selon son caractère urbain ou agricole et selon la dimension des familles. La limite d'urbanisation de l'échantillon aux habitants des villes dont la population dépasse trente mille habitants a permis de couvrir environ 48 pour cent de la population canadienne en 1965, mais en raison de l'urbanisation croissante, ce taux est passé à 57 pour cent en 1966 (tableau 2.2). Même si l'on suppose que l'échantillon est applicable à des centres urbains dont la population dépasse mille habitants, il représente seulement 67 pour cent de la population en 1956 et 74 pour cent en 1966. Le tableau 2.3 indique que la répartition de la population selon l'importance de la famille est restée stable pendant la même période: 71 pour cent environ appartiennent à la catégorie de l'échantillon qui va de deux adultes sans enfant à deux adultes avec quatre enfants, environ 12 pour cent sont des personnes indépendantes et un peu plus de 16 pour cent sont des familles plus nombreuses que celles de l'échantillon.

Si la population se répartissait normalement et indépendamment pour chacune des caractéristiques tenant à l'urbanisation et à l'importance de la famille, la proportion couverte par les deux caractéristiques prises ensemble serait le produit de la proportion couverte par chaque caractéristique; c'est-à-dire que, pour 1956, l'échantillon défini selon l'urbanisation et la dimension de la famille couvrirait environ 34 pour cent (0.48×0.71) de la population canadienne; pour 1966, il en couvrirait juste un peu plus de 40 pour cent (0.57×0.71). Les données du tableau 2.3 sont très comparables à ces proportions imputées—36 pour cent en 1956 et 42.5 pour cent en 1966. On remarque également que, si l'on considérait comme population urbaine tous les résidents de ville dont la population dépasse mille habitants, le pourcentage ne serait que de 50 pour cent et 55 pour cent.

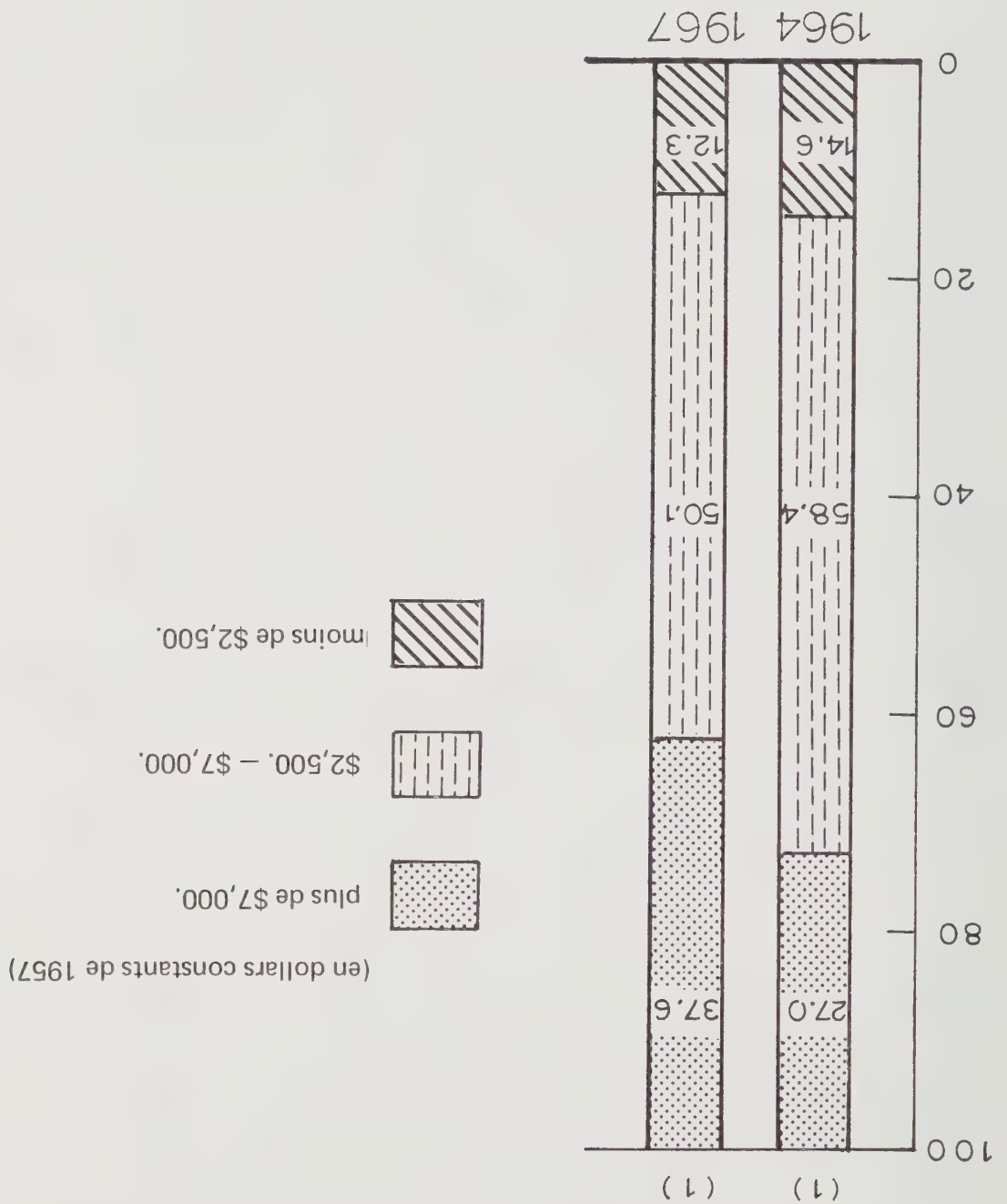
On peut combiner de la même manière les trois caractéristiques déterminantes de l'échantillon, afin d'estimer la proportion de population couverte lorsque l'on considère tous les aspects du cadre d'échantillonnage. Si la population se répartissait normalement et indépendamment pour les trois facteurs déterminants, la combinaison de la représentativité de l'échantillon en termes de revenus, d'urbanisation et de famille, impliquerait que l'échantillon ne représente que 19 pour cent de la population canadienne en 1956–1957 et 20 pour cent en 1966–1967²⁸. Aucune donnée n'était disponible pour soutenir ces calculs, mais d'après le graphique 2.1, il est évident que le revenu n'est pas indépendant des caractéristiques tenant à la famille—les familles ont tendance à avoir des revenus supérieurs à ceux des individus indépendants et il est probable que les familles urbaines ont des revenus supérieurs à la moyenne. Ce lien améliore donc ces estimations et implique que l'échantillon couvre une proportion légèrement

²⁸ La proportion décroissante de ménages dont les revenus sont compris dans les limites de l'échantillon était un peu plus que compensée par la proportion croissante de ménages résidant dans des centres urbains. Mais, même si la proportion couverte de la population est restée constante, on pourrait s'attendre à ce que le changement de composition de la population modifie la structure des dépenses.

GRAPHIQUE 2.2

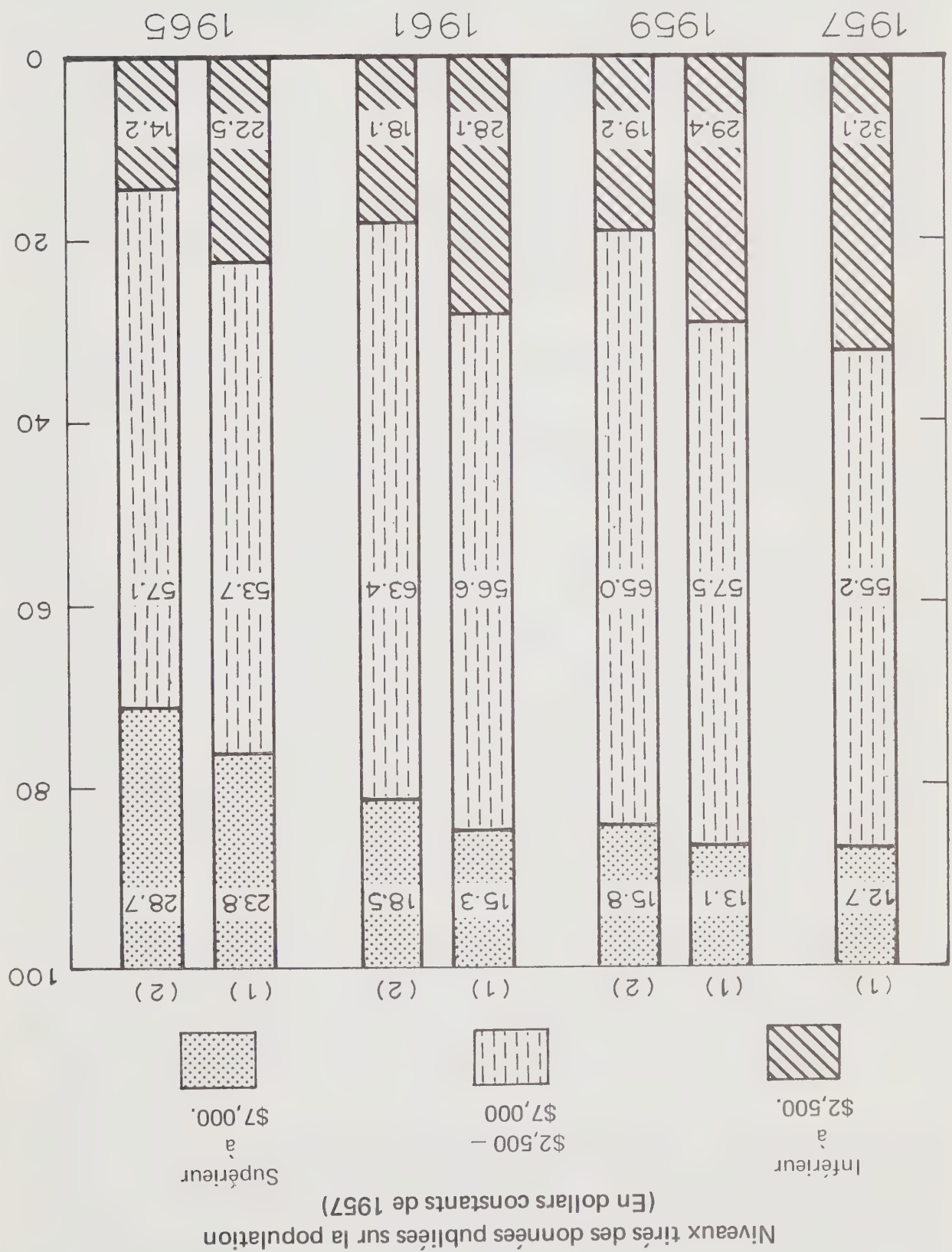
Pourcentage de la population dont les revenus sont inférieurs, compris entre les mêmes limites et supérieurs à ceux des ménages de l'échantillon.

Niveaux tirés des enquêtes sur les dépenses du BFS — 1964 et 1967.



SOURCES: calculé à partir de BFS 62-527, Tableau 2, et données fournies par le BFS sur l'enquête sur les dépenses de 1967.
Les enquêtes sur les dépenses de 1964 et 1967 représentent toutes les familles et individus résidant dans onze villes principales.

GRAPHIQUE 2.1
 Pourcentage de la population dont les revenus sont inférieurs, compris entre les mêmes limites, et supérieurs à ceux des ménages de l'échantillon



Sources: calculé à partir des données publiées dans:
 BFS, 13-528, Tableaux A1 et A7
 BFS, 13-521, Tableaux 1 et 12
 BFS, 13-517, Tableaux 1 et 9
 BFS, 13-512, Tableau 1
 (1) familles et individus indépendants.
 (2) familles seulement.

La répartition des revenus est fondée sur des échantillons représentant toutes les familles et individus dont plus de la moitié des revenus ne sont pas des revenus agricoles. Les résultats de l'échantillon ont été ajustés avec les données des impôts sur le revenu du BFS.

influencé les résultats, ce qui indique que la répartition du revenu agricole en 1965 était à peu près égale à celle du revenu non agricole. Les données du graphique 2.2 furent obtenues à partir des enquêtes complètes du BFS, datant de 1964 et de 1967, sur les dépenses de budget; et nous les considérerons comme représentatives des familles et des personnes indépendantes résidant dans les villes canadiennes.

En 1957 et en 1959, l'échantillon selon les revenus groupait plus de 55 pour cent des familles et des personnes indépendantes des villes canadiennes et 65 pour cent des familles urbaines en excluant les individus indépendants. En 1965, dernière année pour laquelle des données comparables sont disponibles, la proportion de tous les ménages dans l'échantillon des revenus a légèrement diminué, et la proportion des familles urbaines—en excluant les individus indépendants—est passée à 57 pour cent. Si l'enquête de 1967 sur les dépenses est représentative des revenus familiaux canadiens, la proportion couverte par l'échantillon a encore diminué jusqu'à environ 50 pour cent. Par conséquent, la proportion des familles couvertes par l'échantillon a diminué depuis 1957 à cause de l'augmentation des revenus. Mais on peut aussi analyser le bien-fondé du cadre d'échantillonnage en comparant les proportions de la dépense totale et du revenu total représentées par l'échantillon avec celles des groupes situés en-deça et au-delà des limites de l'échantillon (tableau 2.1). Selon les données publiées dans l'enquête sur les dépenses effectuée par le BFS en 1964, l'échantillon représentait environ 51 pour cent du revenu relevé et 53 pour cent des dépenses de consommation des ménages interrogés; pour les groupes de revenus situés au-dessus de la limite supérieure ces proportions étaient d'environ 44 pour cent du revenu et de 41 pour cent des dépenses. Dans l'enquête sur les dépenses de 1967, l'échantillon représentait approximativement 41 pour cent du revenu et 43 pour cent de la dépense, et les groupes à revenu supérieur 56 pour cent du revenu et 53 pour cent de la dépense. Une fois encore, on voit que l'échantillon n'est applicable qu'à une fraction de ménages canadiens, laquelle diminue lorsque les revenus augmentent.			
TABLEAU 2.1			
Répartition des revenus et des dépenses par groupe de revenus, tirée des résultats de l'enquête sur les dépenses, (en dollars constants de 1957) ^a .			
1964		1967	
Pourcentage du revenu total	Pourcentage des dépenses totales	Pourcentage du revenu total	Pourcentage des dépenses totales
Revenu inférieur à 2 500 dollars.....	5.0	3.7	4.3
Revenu de l'échantillon.....	51.3	40.6	42.9
Revenu supérieur à 7 000 dollars.....	43.7	55.7	52.8

Sources: calculé à partir de BFS, 62-527, tableau 2, et données fournies par le BFS sur les dépenses en 1967.

^a Les pourcentages sont calculés pour le revenu déclaré avant impôts, et les dépenses de consommation des ménages de l'échantillon, 1964 et 1967. Les niveaux de revenus sont ajustés à la hausse avec l'IPC pour obtenir la valeur approximative en dollars constants de 1957.

26 BFS *ibid*, pp. 8-9. D'autres facteurs influent aussi sur les structures de dépenses des ménages. Par exemple, dans deux analyses séparées sur les dépenses des familles au Manitoba, on a trouvé que la situation des avoirs du ménage est un facteur déterminant des structures de dépense. Voir James A. MacMillan et R.M.A. Loyns, «A cross section Analysis of Farm Household Expenditure», *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 17, No. 2 (juillet 1969) et James A. MacMillan, R. M. A. Loyns et F. L. Tung, *Urban and Rural Consumption Expenditures in Regional Development: Cross-section Analysis of Manitoba Interlake Households*—document présenté lors des journées d'études de la Canadian Economic Society, 5 juin 1972. Des résultats correspondants ont été publiés par B. A. Weisbrod et W. L. Hansen, «An Income-Wealth Approach to Measuring Economic Welfare», *American Economic Review*, 58 (1968), pp. 1315-1329.

27 BFS, The Consumer Price Index for Canada, (1949=100). *op. cit.*, p. 8.

Les graphiques 2.1 et 2.2 présentent des évaluations de la répartition des revenus canadiens de façon à analyser la proportion de population représentée par l'échantillon de 1957, dont le revenu est compris entre 2 500 et 7 000 dollars. Pour chaque année postérieure à 1957, les limites de revenu sont ajustées à la hausse avec l'indice des prix à la consommation, afin de corriger à peu près l'effet de l'augmentation des prix sur le pouvoir d'achat du revenu. Les données indiquent la proportion de la population dont les revenus sont inférieurs, compris entre les mêmes limites et supérieurs à ceux des ménages de l'échantillon. Les données du graphique 2.1 ne couvrent que la population non agricole, mais pour une année (1965) pendant laquelle les données sur la population agricole ont été disponibles, l'intégration des familles agricoles n'a pas matériellement

Relation entre le cadre d'échantillonnage et la population canadienne, au niveau des revenus

Contrairement à l'indice des prix à la consommation aux États-Unis, l'indice canadien n'est pas considéré comme limité aux salariés, ou à des catégories d'emploi données. Cependant, étant donné que Statistique Canada affirme, probablement sur la base d'informations statistiques, que «l'on ne devrait pas s'attendre à ce que l'indice rende compte des variations des prix auxquelles on dû faire face des groupes sensiblement différents du groupe de l'indice, par leurs revenus, la dimension de leurs familles, leur lieu de résidence»,²⁷ il est utile d'analyser le rapport entre le cadre d'échantillonnage et l'ensemble des ménages canadiens, et ce, pour chacune des trois caractéristiques de l'échantillon.

—dont les revenus sont compris entre \$2,500 et \$7,000 en 1957, —dont la composition oscille entre deux adultes et deux adultes avec quatre enfants, et —vivant dans des villes de plus de 30,000 habitants.

de référence était 1947-1948. Le cadre d'échantillonnage se composait de trois caractéristiques des ménages—le niveau de revenu, la taille de la famille et le lieu de résidence. D'après le document de référence concernant l'indice actuel, on a remarqué que ces facteurs étaient des éléments déterminants des dépenses des ménages. Les niveaux critiques de ces variables qui déterminent les limites de l'échantillon sont définis par «l'homogénéité des structures de dépenses au sein du groupe», mais aucune indication n'est fournie quant aux critères précis d'homogénéité employés pour établir la limite de l'échantillon.²⁶ Dans l'enquête sur les dépenses de 1957, l'échantillon est déterminé par les familles urbaines :

grammes obligatoires en vigueur à cette époque, et, avec l'introduction de programmes médicaux obligatoires selon le plan médical fédéral, cet élément de la dépense est maintenant également exclu.

Selon les statisticiens de Statistique Canada, l'indice des prix à la consommation a pour but fondamental de fournir une évaluation des variations du coût de la vie attribuables à des changements dans les prix de détail des biens et des services.

«Il mesure la variation procentuelle dans le temps du prix du coût d'achat d'un «panier» constant de biens et de services représentant les achats d'un groupe déterminé de la population au cours d'une période donnée. La «panier» contient une quantité invariable ou équivalente de biens et de services²⁴ . . .

«L'indice est un indice de prix et ses fluctuations résultent seulement de changements de prix. Il porte sur un groupe étendu mais bien déterminé de familles urbaines mais il est fort peu probable qu'il représente fidèlement l'expérience d'une famille en particulier. Il ne faut donc pas s'attendre à ce que l'indice rende compte des variations des prix auxquelles ont fait face des groupes sensiblement différents du groupe de l'indice, par le revenu, la taille de la famille ou le lieu de résidence. Enfin, on ne devrait pas s'attendre à ce que l'indice indique approximativement les changements dans les revenus ou les dépenses de personnes, de familles ou de groupes de population parce qu'un changement dans de tels agrégats est le fruit de nombreux facteurs extérieurs au changement de prix²⁵.»

On voit, d'après ces constatations, que Statistique Canada définit de manière très explicite l'Indice des prix à la consommation, sa portée et son application. Cependant, nous avons souligné que les utilisations vont bien au-delà de la portée indiquée ci-dessus. Dans la section suivante, nous verrons que, si l'indice n'est représentatif que de l'échantillon des ménages, il représente une très petite proportion des ménages canadiens.

Pour la plupart des articles composant l'indice, le but fixé à l'indice et les méthodes de Statistique Canada sont compatibles avec la méthodologie nécessaire pour mesurer seulement la variation de prix, c'est-à-dire l'IIPC tel qu'il a été défini. Ceci comprend la plupart des biens et services non durables, tous les biens durables exceptés les maisons et, généralement, le traitement de la qualité. Cependant, les prix de biens durables usagés ne sont pas inclus dans l'indice et le traitement des maisons, de l'intérêt hypothécaire et des variations saisonnières de quantité dans le domaine de l'alimentation, indiquent bien la tentative de compiler un indice du bien-être. Par conséquent, l'indice des prix à la consommation est une combinaison d'un indice de prix «pur» et d'un indice d'utilité constante, mais il s'écarte également de l'un et de l'autre. Nous analyserons maintenant ces facteurs de manière plus détaillée.

Représentativité

On a tiré d'un «échantillon»—datant de 1957—de ménages canadiens (mille quatre-vingt-huit ménages) les données sur les dépenses à partir desquelles on a calculé les coefficients de pondération des articles, pour les appliquer à l'indice actuel des prix à la consommation, semblable à l'indice précédent dont la période

²⁴ BFS—The Consumer Price Index for Canada, (1949 = 100), *op. cit.*, p. 7.

²⁵ BFS, *ibid.*, p. 8.

L'indice des prix à la consommation actuellement utilisé au Canada est un indice du type Laspeyres destiné à mesurer les variations des prix au détail de biens et de services achetés par un ensemble de consommateurs déterminé et limité. L'indice utilise des pondérations de dépenses fixes basées sur une enquête de 1957 concernant un échantillon de ménages à revenus moyens, appartenant à la population urbaine, avec 1961 comme année de base. Dans le calcul de l'indice mensuel, pour l'ensemble du pays, on regroupe les variations de prix selon un ensemble complexe de coefficients de pondération affectés aux magasins et aux villes (qui peuvent être modifiés, mais le sont rarement), aux catégories d'articles et de dépenses et, pour environ la moitié des articles alimentaires, à la saisonnalité. Les prix de détail, d'environ 260 biens et services, représentant sept catégories de dépenses, sont définis périodiquement (mensuellement pour la plupart des articles) dans des magasins où ont lieu les achats au détail. L'indice comprend toutes les taxes qui sont explicitement associées aux prix de détail (par exemple les taxes de ventes, les droits d'accise, les taxes sur les boissons alcoolisées, sur le tabac et sur les spectacles) et, dans la mesure où des produits importés figurent dans le budget, les biens importés et les droits d'entrée (et les taux de change) sont compris dans l'indice. Les impôts directs, les impôts sur les dons et les héritages, l'assurance-vie, l'assurance-chômage, les titres, les redevances professionnelles et syndicales, une grande partie du crédit à la consommation et les terrains, sont certains des frais du ménage que l'on peut noter comme étant exclus de l'indice. L'hospitalisation a été supprimée de l'indice en 1961 à cause des pro-

DÉFINITION, PORTÉE ET COMPOSITION DE L'INDICE DES PRIX À LA CONSOMMATION

différences importantes. Les similitudes des concepts et des données sont probablement des facteurs déterminants eu égard au mauvais emploi que l'on peut faire de l'indice des prix à la consommation. En distinguant les concepts et en créant des indices séparés, on pourrait éliminer certaines utilisations inappropriées, ainsi qu'une part de l'erreur de mesure. De plus, on devrait pouvoir réajuster cette séparation à un faible coût supplémentaire. On a constaté que les deux types d'indice utilisent, ou pourraient utiliser, des pondérations de base et des données de prix semblables, la plupart obtenues à partir des mêmes enquêtes. Les différences, une fois les données de base établies, sont principalement des différences de méthodes. Les principaux frais d'élaboration d'un indice de prix tiennent aux enquêtes sur les dépenses et sur les prix. Les coûts additionnels seraient donc dans une large mesure des coûts de traitement supplémentaires pour tous nouveaux indices. Les problèmes pratiques découlant de l'application des concepts de l'indice d'utilité constante sont nombreux, mais l'élaboration d'un indice est, par nature, un processus difficile et inexact, dont la plupart des améliorations sont réalisées de manière continue et progressive. Vu l'importance grandissante que l'on attache aux variations de prix à la consommation, et les besoins divers que l'indice actuel doit satisfaire, on devrait consacrer des efforts supplémentaires à la compilation d'indices distincts des prix à la consommation.

²² NBER, *op. cit.*, p. 37.
²³ À moins, bien sûr, que les nouveaux produits aient des schémas de fixation de prix distincts les distinguant des produits établis.

Dans toute cette analyse des concepts et des méthodes de l'indice de prix «pur» et de l'indice d'utilité constante, on constate un certain nombre de ressemblances très nettes quant à leur élaboration. Cependant, il y a aussi certaines

ensemble de coefficients de pondération des dépenses.
 seule méthode appropriée pour les incorporer consiste à calculer un nouvel produits complètement nouveaux deviennent plus acceptés et plus répandus, la satisfaction sans rapport avec la période de base. Dans les deux cas, lorsque les de place dans un indice d'utilité constante puisqu'il fait partie d'un niveau de ment modifiée. De la même manière, un produit véritablement nouveau n'a pas indice de prix «pur» parce que la structure de pondération s'en trouve implicite-breux. Il est inapproprié d'introduire un produit vraiment nouveau dans un niveaux de revenus qui encouragent l'achat de produits nouveaux et plus nom-production, de modifications de structures, de préférences et de hausses des exemples de ce type surgissent au cours du temps du fait d'innovations dans la dessus en ce qu'il ne peut pas remplacer un produit de la période de base. Des un produit véritablement nouveau se différencie des produits mentionnés ci-du service qu'il fournit était différent du coût d'utilisation initial. Cependant, serait introduit et rendrait compte d'une variation de prix si le coût d'utilisation pas l'interprétation de l'indice²³. Dans l'indice du bien-être, un produit substitut ration, le fait d'intégrer l'article dans un IPPC n'affectera vraisemblablement stituts puissent être introduits sans que cela implique un changement de pondé-n'étaient pas auparavant intégrés à l'indice. À condition que les produits sub-variétés d'articles existants qui remplacent la variété existante, et les articles qui dans un indice. On identifie deux types de nouveaux produits—les nouvelles Les nouveaux produits représentent une autre forme de variation qualitative que dans le passé.

rendrait les décisions de méthode plus explicites et plus facilement disponibles attacherait plus d'importance aux problèmes d'ajustement de la qualité et sur le comportement. Un autre avantage de la méthode du panel est qu'elle pour le faire porter sur d'autres disciplines qualifiées pour émettre des jugements tiens et aux spéculations des économistes ce domaine litigieux et important secondaire et elle a l'avantage de soustraire à la seule responsabilité des statis-Elle implique l'utilisation d'un panel ou de jugements basés sur une analyse en Suède, qui fut proposée par le bureau national de recherche économique²². Le jugement est en cause, on pourrait employer la politique apparemment suivie en ce sens, elles relèvent du domaine de la statistique. Dans les domaines où seul grande partie pourrait se fonder sur des estimations probables des résultats; considérable d'évaluations et de jugements subjectifs serait requise, dont une de remplir les conditions d'élaboration d'un indice de bien-être. Une somme est plus appropriée à l'IPPC. Il serait difficile, mais probablement possible nous le verrons dans une section subséquente, la conception suivie maintenant importance capitale pour la distinction entre les deux types d'indices. Comme Dans le traitement de la qualité, la distinction est donc fondamentale et d'une

à partir d'évaluations observées sur le marché (telles que des comparaisons avec des biens semblables au même moment ou une comparaison avec une période antérieure, ou par des analyses de régression multiple). Le concept du coût des facteurs actuellement utilisé dans les indices des prix de vente de l'industrie et quelquefois dans l'indice des prix à la consommation, est un ajustement moins satisfaisant mais souvent requis du fait de l'absence d'autres données. L'ajustement de la qualité dans un indice du bien-être est à nouveau lié au principe de coût d'utilisation et on définit la qualité en termes de performance plutôt qu'en termes physiques. Dans des conditions de marché concurrentielles, les évaluations directes du marché fournissent une estimation valable des différences de qualité, et cette méthode pourrait être utilisée lorsqu'une caractéristique technique prédominante se rattache directement et régulièrement au coût d'utilisation²⁰. Jusqu'à ce point, les deux types d'indice sont très semblables. Mais, dans un grand nombre de situations que négligent probablement les pratiques actuelles, la conception et les résultats sont sensiblement différents. Il en est ainsi des cas où les caractéristiques de performance des biens et des services changent considérablement, mais où leurs caractéristiques physiques ou leurs coûts en intrants ne varient que peu ou pas. Les lames de rasoir, les tissus, les pneus, les services professionnels, les changements techniques dans l'équipement, les soins et les traitements médicaux sont autant d'exemples courants de ces modifications. Pour tenir compte de tels changements, il faudrait estimer le coût d'utilisation par un calcul d'actualisation ou de probabilité et ce coût devrait se refléter directement sur le prix payé pour le service fourni par l'article.

Pour illustrer la différence de conception, considérons un exemple simple tel que les lames de rasoir. Celles-ci ont connu une importante amélioration de qualité au cours des dix dernières années et leur prix unitaire a augmenté. Pour ce qui est de mesurer la variation du prix par lame (en termes physiques), aux fins d'un IPPC, les résultats ne sont vraisemblablement pas très différents selon que l'on continue à considérer l'ancienne variété de lames au cours des dix années ou que l'on intègre les nouvelles lames à l'indice à mesure qu'elles prennent de l'importance. Chacune des méthodes aboutira vraisemblablement à peu près au même taux de variation mesuré du prix. Cependant, du point de vue du coût d'utilisation, le coût réel de rasage (certainement la raison principale pour acheter des lames) a diminué et cette baisse devrait se refléter dans un indice d'utilité constante²¹. Il est probable que des variations de ce type (à la fois positives et négatives) se produisent pour un grand nombre de biens et de services utilisés par les consommateurs. Il est aussi probable qu'ils affecteraient le taux de variation et, dans certains cas, la direction du changement de prix enregistré.

²⁰ Le Rapport NBER recommandait ces deux conceptions pour l'élaboration d'un indice d'utilité constante. NBER, *op. cit.*, p. 37.

²¹ Cet exemple simplifié illustre deux autres problèmes de la mise au point d'un indice. Premièrement, il illustre comment dans un indice de Laspeyres, des pondérations fixes exagèrent le coût réel pour conserver un niveau de bien-être donné puisque le coefficient de pondération attaché à la dépense en lames de rasoir devrait aussi diminuer. Deuxièmement, c'est un bon exemple de la distinction entre les prix de détail et les prix payés par le consommateur. La grande variation de prix parmi les détaillants implique que si des achats sont transférés vers des vendeurs meilleur marché, l'augmentation des prix payés serait considérablement plus petite que l'augmentation de prix obtenue à partir d'un ensemble donné de points de vente. Le coût du rasage a donc diminué pour deux raisons.

«prix». Pour être en accord avec le concept d'achat, l'IPPC devrait utiliser la valeur d'échange réelle par unité de bien ou de service, au moment de la transaction. Ceci s'applique de la même manière aux biens durables neufs ou usagés et aux biens non durables. On utiliserait le taux d'intérêt courant sur les nouveaux prêts pour le crédit à la consommation. Avec l'indice d'utilité constante, on veut rendre compte du coût par unité de bien ou de service nécessaires pour procurer et pour maintenir le niveau de satisfaction donné, et on pourrait le déterminer à partir du coût de substitution (aux prix courants) du montant de service consommé pour maintenir ce niveau de satisfaction. Des biens et des services non durables dont les prix sont déterminés sur le marché devraient avoir un prix d'achat et un coût de substitution identiques, à moins que le crédit ou d'autres éléments indirects du coût n'entrent en jeu dans leur utilisation. Les éléments du coût d'utilisation des articles durables sont la dépréciation et l'intérêt; ils sont déterminés par le prix courant et le stock existant de l'article, le taux d'utilisation et le taux d'intérêt¹⁸. Pour un groupe de consommateurs, le taux moyen d'intérêt payé pour la dette en cours peut être utilisé comme un substitut du prix du crédit, mais seulement parce qu'il y aura sans doute un coût d'intérêt net associé au capital propre du propriétaire. Le rapport du NBER a proposé de mesurer le coût d'utilisation des paiements d'intérêts sur la dette du consommateur selon les taux moyens d'intérêt sur toutes les hypothèques et autres types de dettes en cours, qu'elles soient ou non associées à l'achat d'un bien¹⁹. Cette conception n'est pas tout à fait compatible avec les propriétés requises du coût d'utilisation mais elle en fournit sans doute une approximation raisonnable et vraisemblable.

Comme pour les pondérations et les prix, ce traitement du problème de la qualité varie suivant le type exact d'indice recherché. On corrige de l'inflation les valeurs courantes de la DNB au moyen d'un indice des prix à la consommation afin de mesurer la production *physique* réelle. L'indice approprié à cet objectif considère que les biens et services ont des caractéristiques constantes, c'est-à-dire que l'on se fonde sur un lot invariable de ressources négociables. De même, pour mesurer l'inflation et déceler ses sources, les quantités et les prix devraient se rapporter aux caractéristiques physiques et techniques et non aux caractéristiques de bien-être. De plus, la qualité ainsi définie est la seule susceptible d'être comparée avec les autres indices de prix disponibles aux niveaux de l'industrie ou des prix de gros dans l'économie. La méthode dite de spécification (voir p. 000) qui consiste à considérer les biens et les services comme constants dans le temps, se fonde principalement sur des caractéristiques physiques, tangibles et prédominantes, et elle est compatible avec l'indice de prix «pur». Quand ces caractéristiques se modifient et qu'un ajustement aux variations de «qualité» devient nécessaire, on peut arriver à une approximation raisonnable

¹⁸ Steiner, op. cit., p. 319 cite aussi des coûts d'achat incidents, les impôts, l'entretien, l'assurance. Qu'ils soient considérés comme des articles séparés ou non, chacun étant déterminé par le bien durable avec lequel on peut les associer ou rassembler en un «prix» du bien durable, cela relève du niveau de décomposition recherché. Il semble qu'il y ait un certain avantage à maintenir une décomposition aussi poussée que possible.

¹⁹ NBER, op. cit., p. 47.

A. Asimakopulos, «The Canadian Consumer Price Index». *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. XXIX, No. 3, Août 1963, p. 380.

¹⁷ Asimakopulos a également adopté cette position «un indice des prix à la consommation devrait mesurer les changements des prix payés par les consommateurs, mais la méthode actuelle d'élaboration de l'indice fournit une évaluation du changement des prix que paieraient les consommateurs s'ils répartissaient leur clientèle entre les différents types de détaillants comme pendant l'année de base.

¹⁶ Hurwitz, *op. cit.*, p. 822.

Revenons maintenant à la dichotomie prix «pur» et utilité constante; on considère que pour les deux concepts, le «prix» pertinent se fondera sur le prix payé. Mais on devra faire des modifications additionnelles pour intégrer ce

consommation. correspondent à des prix pertinents au secteur de la demande finale ou de la consommation. tivement demandés représentent un prix composant et seuls les prix payés lorsqu'on a pour objectif la connaissance de l'inflation, les prix de détail effectif par le fait qu'un tel indice ne rend pas compte avec précision des prix réels à la consommation à cause des changements structurels dans l'économie. Même d'un indice des prix de détail calculé sur un certain nombre d'années est restreinte l'indice, la conception des prix payés est la plus pertinente¹⁷. En fait, l'utilité des prix de détail demandés. On prétend que pour les utilisations principales de d'achat, alors qu'un indice des prix de détail ne rend compte que des variations ments dans la population, dans la structure du marché et dans les structures bref, un indice des prix payés par les consommateurs rend compte des changements habituelle du consommateur devant le rapport prix-quantité joue. Donc, en dépassera évidemment les changements de prix payés si la réaction négative mesures de changement de prix différentes; le changement des prix au détail le consommateur, des changements dans les structures d'achat fourniront des tiennent la même répartition des prix. Mais, dans un indice des prix payés par de détail, peu importe les prix utilisés pourvu que soit maintenu un écart proportionnel constant entre les prix de tous les points de vente et que l'on observe les prix sont élevés vers celles où ils le sont moins. Pour un indice des prix fèrent après un certain temps leurs achats des sources d'approvisionnement où les magasins et les types de magasins, on attend des consommateurs qu'ils trans- Quand des différences réelles de niveaux de prix existent parmi les produits,

les détaillants, c'est-à-dire la variation des structures d'achat. les prix demandés et les prix payés réside dans la répartition des achats parmi prix payés par les consommateurs». La raison principale des différences entre achats au détail chez les commerçants, ce qu'Hurwitz a appelé un «indice des la variation des prix véritablement payés par les consommateurs pour des propos «indice des prix de détail»¹⁶. Une autre possibilité consiste à mesurer lorsque les prix des vendeurs varieraient. Un tel indice a été nommé fort à formément. Un indice des prix demandé par les détaillants ne fluctuerait que les facteurs associés (tels que les services) restent constants ou changent uniformément, ils varieront vraisemblablement de manière voisine ou identique si points de vente sont susceptibles de différer à tout moment donné, mais, dans de marché raisonnablement concurrentielles, les prix de détail dans tous les où l'on achète les biens et les services de consommation. Dans des conditions

données de dépenses collectées pour déterminer les coefficients de pondération

distingueraient ces deux types d'indices.

Des changements plus fréquents des pondérations de base supprimeraient en partie la différence entre un indice du coût de la vie et un IPC en raccourcissant la période pendant laquelle un changement significatif des structures de dépense n'est pas entièrement reflété dans l'indice. La mise au point continue par le BLS (Bureau of Labor Statistics) d'un indice des prix à la consommation avec des changements plus fréquents des coefficients de pondération semble plus pratique qu'une tentative de mesurer les véritables changements du coût de la vie¹³.

En général, les pondérations appropriées à un indice de prix «pur» seraient tirées des dépenses qui ont engendré le taux particulier d'achat durant la période de base, indépendamment du caractère durable ou non durable des biens et du moment où la consommation a lieu. Si l'on veut obtenir un ensemble de pondérations déterminées sur le marché, qui soit pertinent aux achats réels effectués pendant la période de base, il faut calculer les coefficients de pondération comme la proportion des dépenses totales de consommation aux prix initiaux. Les pondérations affectées aux biens durables dans l'indice de prix «pur» devraient rendre compte des achats nets de biens durables neufs et usagés selon leur importance relative dans les dépenses effectuées pendant l'année de base, c'est-à-dire que seuls les achats n'impliquant que des transactions monétaires peuvent influencer sur la structure de pondération. La pondération appropriée aux paiements des intérêts de la dette des consommateurs serait le coût de l'intérêt contracté pendant l'année de base. Pour un grand nombre de biens et de services non durables, les pondérations d'un indice du bien-être correspondraient à celles de l'IPPC parce que, pour les biens non durables, on peut considérer achat et consommation comme synonymes. Cependant, les coefficients de pondération des biens durables seraient calculés en vertu du principe du coût de consommation du service assuré par le stock existant de biens durables, dépendant principalement de la valeur du stock de biens durables pendant la période de base et du taux de consommation. Ces coefficients de pondération sont fondamentalement différents, dans leur conception, des coefficients de pondération selon le taux d'achat utilisé dans l'IPPC¹⁴. Un document technique contenu dans le rapport NBER analyse le concept du «coût pour l'utilisateur» en rapport avec les biens durables et l'intérêt et il indique les concepts fondamentaux nécessaires pour appliquer la structure de pondération requise¹⁵.

Avant d'étudier les composants «prix» dans les deux types généraux d'indices, il est utile de faire une brève digression à propos de la distinction entre les prix demandés et les prix payés dans le secteur de la consommation. Dans un indice de consommation, on peut prendre l'élément prix comme le prix fixé par unité, qui est établi ou demandé par les vendeurs dans les magasins

¹³ Congrès des Etats-Unis, Joint Economic Committee, Inflation and the Price Indexes, *op. cit.* p. 22. Dans la révision de 1964, les Etats-Unis ont adopté le principe d'une méthode de coefficients de pondération flexibles pour leur indice des prix à la consommation; ceci représente un pas important vers la réalisation d'un indice d'utilité constante. Voir annexe D.
¹⁴ Ces considérations sont analysées plus en détail dans Abner Hurwitz, *op. cit.*, pp. 814-815.
¹⁵ Peter O. Steiner, «Consumer Durables in an Index of Consumer Prices», Staff Paper 6 in National Bureau of Economics Research, *The Price Statistics of the Federal Government*.

12 L'iviatin et Patinkin montrent les relations entre les indices de prix de Laspeyres et de Paasche et un indice de prix d'utilité constante. Les indices forment respectivement des limites inférieures et supérieures pour différents niveaux d'utilité, aussi ne peut-on pas supposer qu'ensemble ils vont délimiter un seul niveau désiré de bien-être. Ils montrent aussi une autre caractéristique très importante du processus d'approximation lorsque l'on traite des moyens d'ajustements du «coût de la vie». L'indice de Paasche constitue une limite pour un niveau d'utilité constante qui n'est pas en rapport avec la politique du coût de la vie. Par conséquent, la formule de Laspeyres est la seule pertinente à une approximation de l'indice d'utilité constante.

de l'IUCP.

Le cadre d'échantillonnage détermine la population pour laquelle un indice peut être considéré comme représentatif. Les discussions précédentes des utilisations de l'IPPC montrent qu'il faudrait connaître les prix et les dépenses pour l'ensemble des consommateurs. L'application d'un indice fondé sur une sous-série restreinte de ménages à une population plus grande peut se traduire par une erreur de mesure. D'un autre côté, la théorie économique d'un indice d'utilité constante implique une courbe d'indifférence de groupe et le besoin d'une homogénéité complète de schémas de préférence. Cette condition restrictive n'est remplie au mieux que par les ménages classés d'après plusieurs caractéristiques économiques, c'est-à-dire un échantillon très homogène. De plus, pour répondre à tous les besoins de ce type d'indice des prix, il faudrait un ensemble d'indices pour chaque échantillon pertinent. Grâce à un tel ensemble d'indices, nous pourrions améliorer notre connaissance des effets d'un changement général des prix sur des groupes tels que les personnes à faible revenu, les retraités, les ménages ruraux et d'autres groupes déterminés; mais il est probablement impossible, et inutile, de produire ces séries sur une base mensuelle. Cependant, il est peut-être possible de calculer un IUCP à partir d'un échantillon similaire à celui qui est utilisé pour l'IPC, ou, d'une façon moins satisfaisante, de le fonder sur toute la population comme pour l'IPPC.

L'indice de prix «pur» et l'indice d'utilité constante seraient des indices à pondération de base dont les coefficients de pondération seraient déterminés périodiquement par des enquêtes sur les dépenses. Cependant, la fréquence des modifications des coefficients de pondération et le traitement particulier des

fixe employée dans la formule de Laspeyres¹². Si le prix d'un bien ou d'un service augmente par rapport au prix de tous les autres, les consommateurs tendront à reporter leurs dépenses pour l'article (actuellement) relativement cher vers les articles relativement meilleur marché. La réaction du consommateur au changement de prix sera donc d'acheter en moins grande quantité l'article relativement cher et en plus grande quantité celui relativement meilleur marché. Un indice dont les coefficients de pondération sont fixes ne peut naturellement mesurer l'ajustement des dépenses et il donne à tous les changements de prix des coefficients de pondération constants. En conséquence, l'évaluation de la variation de prix en maintenant un niveau de vie constant sera exagérée chaque fois que les prix des biens et des services substitués changeront. Le fait que l'indice de type Laspeyres puisse être utilisé pour calculer approximativement l'indice d'utilité constante semble être négligé par ceux qui mettent sérieusement en question la possibilité de compiler cette forme d'indice. Mais certains détails de méthodologie, parmi lesquels le cadre d'échantillonnage, les pondérations spécifiques, la définition du prix et de la qualité, distingueraient l'IPPC

avec les coefficients de pondération des dépenses sur les rapports de prix :

$$P^{194} = \frac{\sum_i P_{ui} Q_{ui}}{\sum_i P_{oi} - (P_{ui} Q_{ui}) \sum_i P_{ui}}$$

On choisit les quantités et les dépenses passées ou actuelles car elles rendent compte de conditions déterminées du marché et réduisent le caractère arbitraire de l'indice. Ces deux formulations sont sujettes à une erreur de formulation dont on ignore l'importance et, pour mesurer les seuls changements de prix, on ne dispose d'aucune base théorique pour le choix d'un type d'indice ou de l'autre⁹. Cependant, la considération pratique du coût nécessaire pour obtenir les pondérations favorise l'utilisation des pondérations passées qui, naturellement, sont déterminées moins souvent pour l'indice de Laspeyres.

Un indice d'utilité constante, appelé couramment un indice du coût de la vie, mesure les variations des coûts en argent (par rapport à la période de base) nécessaires pour maintenir un niveau donné de revenu réel lorsque les prix changent. Le revenu réel est défini par le niveau de vie, ou d'utilité dans la période de base¹⁰. Selon la théorie économique, c'est un indice dans lequel les prix et les quantités sont variables, mais qui reste un indice de prix car les proportions des dépenses en argent composant l'indice sont des prix pondérés selon un niveau d'utilité donné¹¹. À la différence de l'indice de prix «pur», l'indice d'utilité constante est uniquement défini selon un niveau d'utilité spécifique, mais on peut calculer une série d'indices distincts pour chaque niveau d'utilité. D'où la formule :

$$I^n = \frac{\sum_i P_{ui} Q_{ui}}{\sum_i P_{oi} Q_{oi}}$$

où n indique le niveau prédéterminé de l'utilité pour lequel on calcule l'indice. Par brièveté, on désignera l'indice d'utilité constante par IUCP.

Malgré ces caractéristiques conceptuelles indiscutables, l'impossibilité de mesurer l'utilité empêche un calcul direct de l'IUCP. Cependant, une méthode indirecte est possible. On peut employer un indice de prix de Laspeyres pour calculer approximativement l'indice d'utilité constante, mais cela introduit un certain biais positif dans la mesure, encore une fois à cause de la pondération

⁹ Bruce D. Mudgett, *Index Numbers* (John Wiley and Sons, 1951), p. 30.

¹⁰ Le terme «coût de la vie» est trompeur et souvent mal utilisé. Le coût de la vie augmente dans le temps à cause de l'accroissement des prix, mais il augmente aussi lorsque la quantité et la qualité des biens et services s'élèvent du fait de plusieurs facteurs économiques et non économiques. C'est pourquoi on pourrait s'attendre à ce que les changements dans le coût de la vie se rapportent à n'importe quels changements des coûts de la vie. Mais, comme nous le verrons subseqüemment, une définition totalement différente et tout à fait précise est attachée à ce terme. Parce qu'il décrit ce concept avec plus de précision, nous utilisons «utilité constante» plutôt que «coût de la vie» pour décrire ce type d'indice.

¹¹ La théorie économique des indices de prix d'utilité constante et son application pour l'ajustement des revenus ont été étudiées par Liviatin et Patinkin, *op. cit.*

$$P_{it}' = \frac{\sum_i P_{oi} Q_{it}}{\sum_i P_{it} Q_{it}}$$

Indice de prix de Paasche, avec les coefficients de pondération des quantités :
où o et t se rapportent respectivement à la période de base du passé et à la période de temps actuelle, et où i désigne l'article.

$$L_{it}'' = \frac{\sum_i P_{oi} Q_{oi}}{\sum_i \frac{P_{it}}{P_{oi}} (P_{oi} Q_{oi})}$$

avec les coefficients de pondération des dépenses sur les rapports de prix :

$$L_{it}' = \frac{\sum_i P_{io} Q_{io}}{\sum_i P_{it} Q_{oi}}$$

Indice des prix de Laspeyres, avec les coefficients de pondération des quantités :

indices sont :
partir des rapports de prix et des pondérations des dépenses. Ces différents identique à partir des coefficients de pondération des prix et des quantités ou à pondération courante de Paasche. Les indices peuvent être calculés de façon couramment sont l'indice de pondération de base de Laspeyres et l'indice de On dispose de plusieurs types d'indices possibles, mais les deux utilisés le plus le coût d'achat en argent d'un ensemble fixé et déterminé de biens et de services. comme l'effet d'un modification de prix (par rapport à la période de base), sur tives et physiques. On interprète une valeur d'indice à n'importe quel moment conserver au fil du temps un moyen de comparaison des caractéristiques qualita- continuellement changeante, il faut ajuster les articles et les prix de façon à dépenses pour agréger les variations de prix de l'échantillon. Dans une économie IPPC, utilise les pondérations tirées d'un « panier » fixe de quantités ou de services de consommation, mentionné ici comme un indice des « prix-purs » ou Un indice élaboré pour ne mesurer que les mouvements de prix des biens et cette analyse en raison de la difficulté de les incorporer dans l'indice.

les secteurs privé et public. Mais, ayant noté ces limites, nous les excluons de redistribution des dépenses entre les biens et services de consommation fournis par tion dans des comparaisons internationales de variations de prix car les pays et son application aux ajustements des salaires. Elles limitent aussi son utilisat- Des exclusions de ce type limitent l'utilité d'un indice pour mesurer l'inflation et ils sont traditionnellement exclus des échantillons de prix à la consommation. soulèvent des problèmes méthodologiques sérieux pour l'élaboration de l'indice généralement dissemblable. Mais les biens non commercialisés ou publics plus, le traitement de ces données dans les différents types d'indices serait lorsqu'il s'agit de suivre les changements de prix et de mesurer l'inflation. De police et contre le feu et l'équipement pour les loisirs) qui sont pertinents soins hospitaliers et médicaux, l'éducation, les autoroutes, la protection par la

⁸ Steiner a suggéré une troisième possibilité selon laquelle on mesurerait l'effet du changement de prix sur les dépenses courantes à partir des revenus. Cette proposition représente une position intermédiaire entre l'indice de prix «pur» et l'indice d'utilité constante, mais étant donné que sa valeur d'utilisation semble limitée, nous n'en discuterons pas ici. Voir Peter D. Steiner, «Consumer Durables in an Index of Consumer Prices», Staff Paper No. 6, in NBER, *The Price Statistics of the Federal Government*.

L'analyse précédente a expliqué le besoin d'avoir deux types d'indices des prix à la consommation. La présente section analyse les différences fondamentales qui séparent ces indices au niveau des concepts et indique les modifications de méthodes qui seraient nécessaires pour modifier les schémas de pondération et les prix de façon à obtenir chaque série. L'analyse ne porte que sur les biens et services achetés par les consommateurs chez des détaillants. Cependant, il y a une proportion importante et croissante de biens et de services de consommation qui sont achetés sans passer par des canaux commerciaux ou de vente au détail (par exemple, la vente en gros et l'importation directes, les

DIFFÉRENCES DE CONCEPTS ET DE MÉTHODES ENTRE L'INDICE DE PRIX «PUR» ET L'INDICE D'UTILITÉ CONSTANTE

nous étudierons de manière plus détaillée ces deux types d'indice.

Ce bref passage en revue des principales utilisations d'un indice des prix à la consommation sert à indiquer, de façon préliminaire, la nécessité de deux sortes d'indices des prix; l'un de ceux-ci est un indice qui sert à indiquer les variations des niveaux des prix des biens et des services commercialisés pendant une période donnée; cet indice serait adéquat pour signaler les mouvements de prix inflationnistes et non-inflationnistes, pour corriger de l'inflation les comptes nationaux et pour comparer la performance de l'activité économique avec celle d'autres pays. Deuxièmement, il faut un indice qui mesure le coût en monnaie du maintien d'un niveau donné de revenu réel dans des conditions où les prix varient. Un tel indice est nécessaire pour indiquer certains aspects des variations de prix du point de vue du bien-être et pour ajuster les salaires⁸. Une conclusion inévitable se dégage de cette discussion et de la première section: un indice destiné à une fin unique peut être inapproprié pour une autre application. De plus, un indice qui combine les caractéristiques des deux sera vraisemblablement inadapte à ses applications principales. Le critère d'utilisation expliqué ici démontre également qu'un indice de changement de prix «pur» devrait porter sur l'ensemble de l'économie alors qu'un indice du bien-être serait, idéalement, décomposé en régions, revenus, emplois et autres caractéristiques. Dans la section suivante, nous étudierons de manière plus détaillée ces deux types d'indice.

Les propriétés nécessaires de l'indice pour ajuster les salaires en fonction des changements de prix ont été étudiées par Liviatin et Patinkin⁵. En bref, il faut une mesure, dans le temps, des coûts nominaux relatifs encourus pour maintenir un revenu réel constant ou un niveau d'utilité donné. Avec ce type d'indice, les prix et les quantités peuvent varier selon les variations des prix relatifs et l'indice est pondéré d'après un niveau de vie constant. L'indice conventionnel de prix, pondéré à partir d'une situation passée ne s'ajuste pas aux transformations des schémas de consommation causées par un changement de prix relatifs; il exagère donc l'ajustement de revenus nécessaire pour compenser un ensemble donné de variations de prix⁶.

L'idéal serait d'utiliser un indice suffisamment décomposé pour pouvoir rendre compte des changements dans les groupes dont les salaires sont en cours d'ajustement. Au Canada, l'usage apparemment général de l'IPC à cette fin nécessiterait qu'on le rende à la fois plus précis et plus général—plus précis en fournissant des données pour chaque catégorie de salaire, disons par revenu, par emploi et par région, et plus général en fournissant des données pour une représentation de la population plus large que le simple échantillon. Bien qu'il y ait des limites pratiques rigoureuses pour ce qui est de rendre disponible des indices décomposés distincts et même pour calculer un indice général d'utilité constante, il est évident qu'un indice unique ne peut pas répondre de manière satisfaisante à toutes les exigences du mécanisme d'ajustement des salaires.

L'utilisation de séries de prix de détail comme coefficients de déflation de la dépense nationale brute pour évaluer la production nationale en termes réels représente une application moins apparente mais d'une importance capitale. Et, étant donné que les dépenses nationales courantes et constantes sont des composants de l'indice synthétique des prix, l'indice des prix à la consommation et les éléments qu'ils recouvrent influeront sur cette mesure des variations de prix (voir section 3). Dans les comptes nationaux, on a traditionnellement considéré la production dans un contexte strictement physique ou dans un contexte d'utilisation des ressources et pas dans son sens moins tangible de bien-être (quoique paradoxalement, la mesure du produit réel soit souvent utilisée comme mesure du changement de bien-être). On ne peut s'empêcher de penser que les organismes chargés du calcul des indices de prix, en particulier aux États-Unis, ont été fortement influencés par les définitions purement physiques des biens et services qu'imposait la correction de l'inflation dans la dépense nationale⁷. D'autre part, les économistes éminents qui ont insisté sur la nécessité d'un indice

⁵ Nissan Liviatin et Don Patinkin, «On the Economic Theory of Price Indexes», *Economic Development and Cultural Change*, avril 1961, p. 502-536.

⁶ On peut donner un autre exemple de la nécessité d'un indice d'utilité constante lorsqu'il s'agit de calculer les indices des salaires hebdomadaires ou «des salaires réels». Ainsi que le montre avec raison le BFS dans sa description, la correction de l'inflation dans les salaires hebdomadaires, par l'IPC, mesure les salaires réels en termes d'achats de biens et services équivalents en quantité et en qualité pendant l'année de base. Cependant, si les prix relatifs changent, une substitution entre les biens et les services permettra aux salariés de réaliser des accroissements de leur niveau de vie réel plus grands que ceux impliqués par l'indice actuel. Voir BFS, 62-002 (Mensuel).

⁷ Par exemple, Gilbert a prétendu que seules les caractéristiques physiques des biens sont nécessaires et non celles de leur rendement ni d'autres moins tangibles. Il a aussi soutenu que l'on ne peut pas mesurer les caractéristiques de rendement.

Milton Gilbert, Bureau of Labour Statistics, *Monthly Labor Review*, septembre 1961.

Quand on a pour objectif de suivre la variation des prix, on a besoin d'un indice qui mesure les changements dans les prix des transactions lorsqu'elles sont négociées. Par exemple, cet indice devrait enregistrer les prix courants du marché d'articles durables neufs et usagés et les taux d'intérêt courants du crédit à la consommation, sans tenir compte de l'existence d'accords contractuels ou de la consommation des biens durables effectuée pendant cette période à des prix réels ou nominaux différents. La structure de pondération appropriée à un tel indice serait un ensemble de pondérations actuelles ou passées qui rendrait compte du taux auquel les transactions ont lieu; c'est-à-dire, des pondérations des dépenses «aux taux d'achat». Par ailleurs, pour déterminer les effets d'un changement de prix, il faut un autre type d'indice de prix. On doit mesurer l'incidence des changements dans les prix des transactions sur le coût de consommation des biens et des services, qu'ils aient été achetés actuellement ou antérieurement, et, finalement, les effets de la modification de prix sur le bien-être économique. Ce problème est beaucoup plus difficile du point de vue technique et il nécessite généralement une interprétation difficile des prix et des schémas de pondération et, de manière idéale, une décomposition détaillée des données beaucoup plus importante, selon les caractéristiques des régions, des revenus et des ménages. Ces différences dans ce que l'on exige d'un indice sont d'une importance cruciale—elles représentent la différence fondamentale entre un indice destiné à mesurer une variation de prix «pur» et un indice destiné à mesurer ou à calculer approximativement un indice d'utilité constante. La distinction entre l'indice du prix pur et l'indice d'utilité constante fait l'objet de la prochaine section.

Comme dans le cas de la politique publique, les comparaisons internationales font problème, en partie à cause des aspects «prix pur» et «bien-être»; mais ici l'applicabilité des indices est encore plus limitée parce que les concepts et méthodes de calcul des indices empêchent généralement de faire des comparaisons significatives des niveaux de prix ou des niveaux de vie entre les pays. Cependant, des séries de prix identiques et compatibles peuvent servir à comparer des taux de variation des prix entre des pays et, si l'on est conscient des limites, elles peuvent aussi servir à tirer des conclusions sur les modifications des effets entraînés par la variation des prix.

Au cours des dernières années, la méthode d'ajustement et de négociation des salaires en fonction de l'indice a apparemment été adoptée, de façon explicite ou indirecte, par un large éventail de groupes, organisés ou non, englobant tous les niveaux de revenus des employés salariés. Les allocations de sécurité de la vieillesse sont aussi ajustées à l'accroissement des prix. Il est clair que ce processus, déterminé par le comportement des prix mesuré pendant une période donnée, devient lui-même un élément déterminant de l'évolution subséquente des prix par l'incidence de l'ajustement des salaires sur les coûts de production. En outre, plus la proportion des salariés qui emploient avec succès cette méthode est grande, plus l'effet sur les prix subséquents a des chances d'être grand. Ainsi, cette méthode de détermination des salaires peut elle-même devenir cause d'inflation dans une période d'augmentation persistante et significative des prix.

⁴ Richard Rugles, *Challenge*, Vol. No. 2, Novembre 1961, p. 8.

Les fonctions assumées par un indice de prix en (a) et (b) semblent très semblables. Les caractéristiques désirées de l'indice seront donc similaires et pourront être analysées ensemble. Un éminent économiste américain a affirmé que «Au frémissement d'un point de décimale de l'indice des prix à la consommation, le gouvernement a institué des politiques monétaire et fiscale restrictives»⁴. Bien que cela puisse être une simplification abusive des fondements de la politique publique au Canada, les milieux de la politique et de l'administration, ainsi que le public, sont sensibles aux variations de l'IPC et celles-ci influencent les décisions de politique. Dans le cadre de ces deux utilisations de l'IPC, deux autres questions sont identifiées: le degré, la direction et l'ampleur des mouvements de prix, c'est-à-dire l'indication des changements de prix, et également l'incidence de ce changement de prix sur les schémas de consommation et le bien-être. Un indice des prix à la consommation utilisé comme un facteur déterminant de la politique publique au niveau global ou au niveau de l'économie, est, à priori, suspect à cause de sa structure d'échantillon-nage limitée. Mais, en outre, il faut des types d'indices distincts pour signaler le changement de prix et pour déterminer les effets de ce changement.

- en termes réels.
- (d) L'IPC et certains de ses éléments forment l'indice le plus important de changement de prix utilisé pour corriger de l'inflation les valeurs en dollars courants de la DNB en calculant un indice du produit national
- (c) Il est utilisé comme critère de négociation dans les négociations salariales et comme critère d'ajustement dans les accords contractuels et les programmes sociaux pour compenser les taux des salaires ou le niveau des revenus lors de l'augmentation des prix.
- (b) Il est fréquemment utilisé comme un repère dans des comparaisons internationales des conditions économiques.
- (a) L'IPC est utilisé comme indicateur de changement des prix lors de la détermination de nombreux aspects de la politique monétaire, fiscale et sociale.
- à des fins multiples.

L'indice des prix à la consommation et ses éléments ont presque acquis le rang d'institution. Il est assurément l'indice de prix le plus utilisé par les politiciens et par les économistes. L'énumération suivante, quoiqu'elle ne soit pas exhaustive, indique les applications les plus importantes de l'IPC, et souligne un problème important confronté par ceux qui complètent les indices et par ceux qui les utilisent—la difficulté de dresser un indice unique applicable à des fins multiples.

La plupart des prix utilisés dans l'indice sont relevés mensuellement, mais il y a quelques exceptions notables. Celles-ci soulèvent des problèmes mineurs pour ce qui est de l'enregistrement du moment exact du changement de prix. La première version publiée de l'indice est finale, et les informations supplémentaires obtenues plus tard, y compris la découverte éventuelle d'erreurs de la part des enquêteurs, ne peuvent pas changer l'indice.

chapitre deux

L'INDICE DES PRIX À LA CONSOMMATION

L'INDICE ET SES UTILISATIONS

On peut disposer d'indices des prix de détail au Canada depuis 1900. On a calculé des indices séparés couvrant six périodes de temps différentes, à partir desquels on a formé une série ininterrompue. Une autre révision basée sur les données des dépenses recueillies en 1969¹ sera probablement achevée en 1972. Chacun de ces indices distincts a été un indice de prix pondéré d'après une base, dont les pondérations sont déterminées à partir des dépenses des ménages, l'indice actuel des prix à la consommation est pondéré selon les dépenses relevées pour un échantillon en 1957; son objectif est de mesurer «... la variation procentuelle du prix d'achat d'un «panier» de biens et de services représentant les achats d'un groupe déterminé de la population au cours d'une période donnée. Le «panier» recouvre une quantité et une qualité invariables ou équivalentes de biens et services»². C'est pourquoi, en principe, l'indice des prix à la consommation est supposé se conformer aux caractéristiques d'un indice «de prix pur» des prix payés par les consommateurs; par sa méthode d'élaboration et sa forme finale, il est en fait un mélange d'un indice «de prix pur» des prix demandés par les détaillants et de l'indice «d'utilité constante» fréquemment demandé par les économistes et d'autres³. L'IPC est calculé mensuellement et disponible presque immédiatement puisqu'il est publié dans les deux semaines suivant la fin du mois auquel il s'applique. La

¹ Un bref résumé de l'enquête de 1969 sur les dépenses figure dans l'annexe F.

² B.F.S., «*The Consumers Price Index for Canada (1949=100)*». Catalogue no. 62-518, hors série (Mars 1961), p. 7.

³ On trouvera des définitions de ces types d'indices des prix pp. 00.

En résumé, dans la présente section, nous examinons trois types de variations de prix qu'il est nécessaire d'identifier et qui sont en rapport avec l'utilisation de l'indice conventionnel des prix pour mesurer l'inflation—la variation de prix mesurée, la variation effective des prix et la hausse de prix liée à l'inflation. Un indice conventionnel des prix fournit des évaluations de la variation réelle des prix, mais, à cause des problèmes de calcul de l'indice, il enregistre l'erreur de mesure avec les mouvements généraux de prix. Nous avons identifié quatre types de variation réelle des prix—saisonnière, cyclique, d'ajustement de marché et d'inflation—mais une analyse plus poussée serait nécessaire pour mettre au point des moyens de distinguer chaque type. À cause des erreurs de mesure et d'autres forces économiques qui entraînent le changement des prix, on doit être prudent en interprétant un indice de prix comme mesure de l'inflation¹². Le reste de cette étude fournit une analyse plus complète des conceptions et des méthodes appliquées pour calculer l'IPC et l'ISP, en se concentrant particulièrement pour chacun d'eux sur les origines de l'erreur.

¹² On a sous-entendu une autre considération importante dans l'utilisation des principaux indices de prix à cet effet, qu'il conviendrait de décrire de manière plus explicite. Elle concerne des changements importants de prix qui ne sont indiqués par aucun des indices. «Ces trois indices de prix (indice des prix à la consommation, indice des prix de gros et indice synthétique des prix) n'expriment pas à eux seuls toute l'inflation. D'autres mesures, telles que le prix des terrains, la propriété immobilière et les actions ordinaires peuvent être plus révélatrices et significatives dans certaines périodes. Une analyse complète de l'inflation des prix doit donc passer en revue les données recueillies dans tous ces domaines». Congress of the United States. *Hearings before the Subcommittee on Economic Statistics of the Joint Economic Committee*. 24, 25, 26 mai 1966. p. 15.

au Canada, quoique la moitié environ de l'élément «alimentation» soit bâtie à

partir de pondérations saisonnières de l'alimentation⁹.

Une seconde forme d'ajustement—complémentaire—destinée à isoler les effets de l'inflation consiste à supprimer les éléments de l'indice dont on considère qu'ils ont été soumis à des conditions économiques exceptionnelles indépendantes de l'inflation. Le Conseil économique a suivi cette méthode dans son *Troisième rapport annuel* en supprimant l'alimentation dans l'IPC¹⁰ sous prétexte que les prix de l'alimentation au Canada sont déterminés par des facteurs qui se produisent à l'étranger et sont indépendants de l'inflation interne. Cet argument est proche de notre discussion précédente de la variation due aux ajustements de marché conventionnels. Cependant, même si cette hypothèse peut être valable pour une certaine période de temps et pour certaines sous-catégories (par exemple, la réduction des prix de l'alimentation en 1970 et les prix récents du porc et de la volaille en 1971), elle ne l'est certainement pas pour un grand nombre d'autres facteurs, tels que les coûts de construction et de main-d'œuvre, les taux d'intérêts et une proportion croissante de matières premières et de produits finis, qui influent sur les prix de l'alimentation. Exclure une composante importante de l'indice peut revenir à ignorer un important changement lié à l'inflation. Bien que cette méthode puisse fournir des renseignements utiles sur le moment et l'importance relative de la variation de prix, elle est limitée quand il s'agit d'isoler le changement tenant à l'inflation.

Un point de vue plus attrayant consiste à reconstruire ou à transformer l'indice en un indice mieux adapté au problème spécifique de l'évaluation. C'est ce que nous avons, en partie, cherché à réaliser dans la section deux (v). Matuszewski a proposé et essayé une autre méthode, satisfaisante du point de vue théorique¹¹. On a recouru à l'analyse des principaux composants pour faire ressortir la tendance fondamentale des principaux composants d'un indice (dans l'exemple précis, l'indice des prix à la consommation), et on a calculé un nouvel indice en repondérant chaque élément en fonction de sa contribution à la tendance fondamentale. Cette méthode réduit les pondérations des catégories plus variables (par exemple, alimentation et vêtements) et augmente les pondérations de catégories moins variables (par exemple, biens durables). Durant les périodes d'augmentation générale des prix, ce procédé aboutirait également à pondérer plus fortement les éléments qui ont augmenté le plus rapidement. Un indice calculé de cette façon ne représente évidemment plus la variation des coûts de la vie fournie par un indice pondéré des dépenses, mais il devrait mieux indiquer les mouvements généraux des prix.

⁹ La Banque du Canada utilise une version du programme informatique de correction saisonnière X-11 mis au point pour le bureau américain du recensement pour désaisonnaliser l'IPC. Bien que nous ne portions aucun jugement sur ce moyen d'ajustement particulier, la discussion précédente souligne la nécessité d'ajouter saisonnièrement tout indice de prix utilisé comme un indicateur à court terme de l'inflation.

¹⁰ Conseil économique du Canada, «Les prix, la productivité de l'emploi», *Troisième rapport annuel*, Novembre 1966.

¹¹ T. I. Matuszewski, «A Note on Consumer Prices», *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. XXVI, No. 8, Août 1960.

L'erreur conceptuelle, *p*, se rapporte à des variations du changement de prix mesuré provenant (1) des ajustements des données de prix destinées à les rendre conformes aux conditions nécessaires pour l'élaboration de l'indice au fur et à mesure que les articles et les conditions évoluent dans le temps, et (2) des erreurs causées par une utilisation inadéquate de l'indice⁷. L'erreur conceptuelle peut manifestement exister même si l'erreur d'échantillonnage est nulle, et comme cette dernière, elle n'est pas indépendante de l'usage que l'on fait de l'indice. Le traitement du problème de la qualité est un exemple d'erreur conceptuelle qui a souvent retenu l'attention :

Si l'on organisait un vote parmi des statisticiens et des économistes, ils désigneraient sans aucun doute (et à une grande majorité) l'incapacité des indices de prix à tenir pleinement compte des changements de qualité comme l'imperfection la plus grave de ces indices. Et à une majorité presque aussi grande, ils penseraient que ce défaut introduit dans les indices de prix un biais systématique vers le haut—que les changements de qualité ont été en général des améliorations⁸.

La thèse du biais vers le haut est fondée sur l'hypothèse que les améliorations de la qualité sont soit ignorées, soit insuffisamment compensées dans le calcul de l'indice. (Voir deuxième section, (ii)). Mais il existe un certain nombre d'autres exemples importants que nous analyserons dans cette étude. Parmi ceux-ci, l'incapacité de refléter les prix *payés* par les consommateurs, des pondérations et des prix inexacts pour les logements possédés et les intérêts hypothécaires, ignorant tous les frais du crédit à la consommation, les intérêts hypothécaires mis à part, et sous-représentant l'ensemble des achats de biens durables. Il est difficile de quantifier l'ampleur de l'erreur totale provenant de ces sources, et il est même souvent difficile d'en déterminer le sens. Malgré cela, une grande partie de ce qui suit est consacrée à préciser les dimensions de ce problème et, dans une section, nous présenterons un certain nombre de changements de méthodes dans les pondérations et les prix afin de voir comment l'indice réagit à des changements de méthode.

Ceux qui utilisent des indices auront reconnu, sous une forme ou une autre, tous les sources de variation mesurée des prix déjà citées. Certains efforts ont été faits pour en tenir compte, mais l'effort principal a eu pour but de supprimer les sources d'erreurs de mesure. Comme nous l'avons mentionné plus haut, on n'a accordé que peu d'attention à isoler l'élément de variation lié à l'inflation de $\frac{\delta I}{\delta t}$. La tentative la plus évidente à cet égard est la suppression de la variation saisonnière par divers ajustements saisonniers réguliers. On ajuste indirectement l'indice synthétique des prix en désaisonnalisant ses deux éléments, à savoir les valeurs en dollars courants et en dollars constants de la dépense nationale brute. L'indice des prix à la consommation n'est pas officiellement désaisonnalisé

⁷ Le rapport Stigler se rapportait au premier élément de l'erreur conceptuelle qu'il définissait comme une erreur de « méthode ». Il soulignait aussi qu'une erreur de méthode est souvent considérée comme quantitativement plus grande qu'une erreur d'échantillonnage. Voir NBER, *ibid*, p. 40. Ainsi que des examens ultérieurs l'indiquent, il semble utile de garder la définition plus large de l'erreur conceptuelle.

⁸ NBER, *ibid.*, page 35.

6 Le rapport Stigler énonce: «... on affirme fréquemment qu'il est véritablement impossible de définir ou d'estimer la part de variation de l'échantillonnage d'un indice qui provient de l'échantillonnage de produits», et, plus loin, «le Comité n'accepte aucun de ces arguments et il estime qu'il est à la fois possible et nécessaire d'évaluer et de publier la précision de l'échantillonnage d'un indice des prix.» Voir National Bureau of Economic Research, *The Price Statistics of the Federal Government*, (1961), pp. 39-44.

On connaît peu de choses de l'ampleur de l'erreur d'échantillonnage qui affecte l'élaboration de l'indice de prix et, en vérité, il n'existe pas même un accord général sur le fait qu'elle soit mesurable⁶. L'un des aspects des principaux indices de prix au Canada qui complique l'évaluation de l'erreur d'échantillonnage est l'usage pour ainsi dire exclusif de l'échantillonnage «d'opinions» pour choisir les articles, les vendeurs et les évaluations du prix. Dans la présente étude, nous n'étions pas en mesure d'analyser les propriétés statistiques des indices, mais ce domaine s'avère digne d'une certaine recherche. Cependant, la variance d'échantillonnage d'un indice est une caractéristique qui serait utile et dont on devrait pouvoir disposer assez facilement. Un relevé périodique ou continu de la variance et des covariances du prix de l'article permettrait de calculer la variance de l'indice. Dans les sections suivantes, nous montrerons la nécessité d'effectuer aussi une analyse périodique du rapport entre les prix des articles échantillonnés et de ceux qui ne le sont pas, afin de déterminer la représentativité de l'indice calculé aux fins d'un usage plus large.

La distribution des caractéristiques est identique dans les deux populations. Le contexte d'ensemble de l'économie, l'erreur d'échantillonnage existe, sauf si de consommation et de tous les prix. Ainsi, lorsque l'on utilise l'IPC dans le général des prix, l'échantillon approprié se composerait de toutes les unités de consommation; si l'indice est utilisé comme mesure du changement de l'indice de prix à la consommation, l'indice des prix à la consommation est fondé sur des dépenses et des prix tirés de sous-séries restreintes de consommateurs et de l'indice de prix à la consommation, cette utilisation définit la structure de l'échantillonnage dans son sens le plus large n'est pas indépendante de l'utilisation d'erreurs d'échantillonnage sont donc nombreuses. De plus, l'erreur d'échantillonnage des données sur les prix proviennent d'échantillons de prix, d'articles, de vendeurs, de régions (villes) et des enquêteurs de prix et les sources potentielles de l'erreur d'échantillonnage sont donc nombreuses. De plus, l'erreur d'échantillonnage pour un indice pondéré sur une base sont tirés périodiquement d'enquêtes sur les dépenses des ménages. (Voir deuxième section (ii) et l'annexe E). Les données sur les prix proviennent d'échantillons de prix, d'articles, de vendeurs, de régions (villes) et des enquêteurs de prix et les sources potentielles de l'erreur d'échantillonnage sont donc nombreuses. De plus, l'erreur d'échantillonnage et des méthodes suivies pour définir les pondérations d'un indice et pour rassembler les données de prix. Les pondérations affectées aux dépenses pour un indice pondéré sur une base sont tirés périodiquement d'enquêtes sur les dépenses des ménages. (Voir deuxième section (ii) et l'annexe E). Les données sur les prix proviennent d'échantillons de prix, d'articles, de vendeurs, de régions (villes) et des enquêteurs de prix et les sources potentielles de l'erreur d'échantillonnage sont donc nombreuses. De plus, l'erreur d'échantillonnage, σ , provient de l'ensemble complexe des couches à l'information qui pourra être utilisée pour établir son ordre de grandeur.

grandeur de l'erreur obtenue par la formule, une analyse postérieure procurera à l'information qui pourra être utilisée pour établir son ordre de grandeur. Laspeyres, $E(\beta) > 0$ et $\frac{\partial \beta}{\partial t} > 0$. Quoique cela soit difficile de quantifier, la aux pondérations de base. On peut donc dire que pour un indice de prix de avec le temps, car les schémas de pondération courante divergent par rapport Mais, de manière significative, la grandeur des biais de formulation augmente une mesure plus grande du changement des prix qu'un indice de Paasche.

dépendantes des pressions inflationnistes sous-jacentes au Canada; de fait, l'accroissement rapide de la production de bétail au Canada depuis 1968 et la politique de réduction des prix des détaillants en 1970 se sont produits malgré l'inflation.

Les caractéristiques importantes des variations de prix qui affectent le marché sont donc qu'elles peuvent se produire dans l'une ou l'autre direction, que leur portée n'est pas générale, qu'une fois survenues elles tendent vers un nouvel équilibre, et qu'elles ne se reproduisent pas avant un changement des conditions les ayant produites. Leur importance vient de ce que les mesures anti-inflationnistes conventionnelles seront généralement mal adaptées à leur régulation. Accepter une telle variation comme inflationniste équivaut à exiger des méthodes et mécanismes radicalement nouveaux pour combattre l'inflation.

Enfin, nous analyserons la variation réelle des prix qui est en rapport direct avec la politique gouvernementale sur l'inflation, i. La distinction de principe entre les éléments «inflationniste» et «ajustement du marché» ne signifie pas que l'inflation ne fait pas partie d'un processus global de marché. Dans une économie de marché, le processus de l'inflation correspond véritablement à une série d'ajustements de certaines variables du marché et est donc une forme d'ajustement de marché. Cependant, les caractéristiques de l'ajustement dû à l'inflation diffèrent de celles que nous avons décrites ci-dessus. Tout d'abord, on admet généralement que l'inflation est un mouvement général et persistant de hausse des prix. De plus, c'est un processus cumulatif, c'est-à-dire qu'un changement de prix sur un marché de facteurs ou de produits se traduit par l'effet de spirale bien connu dans la terminologie de l'inflation. Enfin, on pourrait s'attendre à ce qu'un changement de prix dû à l'inflation produise différents résultats eu égard à la répartition des ressources. Un «ajustement du marché» affecte la répartition des ressources car certaines variations de prix entraînent un changement des niveaux de prix relatifs. Il est concevable, quoique improbable, que dans des conditions d'inflation tous les prix connaissent une variation identique et qu'il ne se produirait aucune redistribution des ressources³. En général, il y aurait un certain ajustement des ressources car les prix relatifs ont changé, mais à un niveau plus élevé pour tous les prix.

Dans la pratique, les distinctions entre ces sources de variations de prix ne seront pas aussi évidentes que celles suggérées ici. Nous avons dit auparavant que la phase du cycle et les conditions économiques qui lui sont associées déterminent si la variation cyclique est, ou deviendra, inflationniste. De même, un processus d'ajustement du marché, s'il se produit sur une échelle suffisamment large, peut causer des augmentations générales et cumulatives de prix dans toute l'économie. En fait, c'était là l'argument principal de Schultze dans sa théorie de l'inflation «par les transferts de demande»⁴. De même, des aug-

³ Cet énoncé ne tient nullement compte des effets que l'encaisse ou l'illusion monétaire pourraient avoir sur la répartition des ressources dans l'ensemble de l'économie et elle suppose soit une économie isolée de toute transaction internationale, soit une augmentation équivalente des prix dans tous les autres pays, ce qui est totalement utopique.

⁴ C. L. Schultze, «Recent Inflation in the United States», *Document d'étude* No. 1 U.S. Congress, Joint Economic Committee, Washington, 1959.

De nombreux exemples de ce type de variation peuvent être cités. Des politiques délibérées, telles que la réévaluation de la monnaie et l'impôt indirect, ainsi que certains programmes agricoles, affectent directement les prix à la consommation. Les subventions et les impôts directs ont un effet indirect. Des mesures obligatoires destinées à empêcher ou à réduire la pollution de l'environnement se solderont presque certainement par un accroissement des prix pour un certain nombre de biens et services de la demande finale. De même, des phénomènes aléatoires, tels que les conflits de travail et les problèmes de production ou de distribution dus aux variations climatiques et aux développements internationaux, affectent les prix et la distribution des ressources. La diminution des prix des denrées alimentaires pendant l'automne 1970 est un autre exemple d'un ajustement de marché, au sens où nous l'entendons : la prétendue « guerre des prix » s'est développée alors que les détaillants suivaient une nouvelle stratégie de commercialisation ; la réduction du prix de certaines denrées alimentaires, notamment de la viande, provenait des améliorations dans l'agriculture domestique et étrangère durant les deux ou trois années précédentes. Le fait important dans ces deux derniers exemples est que les réductions de prix survenues dans chaque cas étaient absolument in-

simplement en regardant les changements dans l'indice. généraux ou spécifiques, il est extrêmement difficile d'isoler une telle variation type, dans chaque direction et sans distinction entre mouvements. Etant donné qu'un indice est un agrégat de nombreux changements de ce lement de l'importance relative des produits affectés compris dans cet indice. degré d'influence d'une telle variation sur un indice de prix dépendra naturellement un secteur tributaire des conditions qui provoquent le changement. Le sous-système peut être restreint à une denrée ou à une industrie ou il peut se stabiliser à ce niveau, jusqu'à ce que les conditions changent de nouveau. toutes, en ce sens que le sous-système réagit, tend vers un nouvel équilibre et augmenter ou diminuer. De plus, le changement se produit une fois pour les allocations de ressources à l'intérieur de ce sous-système. Les prix peuvent dans un sous-système, entraînant des variations dans les prix relatifs et dans tique de l'ajustement est la modification de certaines conditions économiques conditions internationales et les événements incontrôlables. Une caractéristique, comprenant les politiques et programmes gouvernementaux, les sources, de l'ajustement du marché (m) peut provenir de différentes tâches difficiles.

à identifier et à dissocier chacune de ces sources de variation de prix est une inflation imminente. Comme nous l'indiquons ci-dessous, la véritable aptitude des conditions proches du plein emploi, peuvent être symptomatiques d'une mique. D'autre part, des accroissements généraux et cycliques des prix, dans qu'ils ne sont que symptomatiques du bon fonctionnement du système économique de redressement économique) ne devraient pas causer d'alarme puis-industries ou des secteurs (par exemple, ceux qui sont associés aux phases tion. D'une façon identique, certains mouvements de prix cycliques dans des même, et devrait être ignorée lorsqu'on élabore des politiques contre l'infla-

dans la recherche empirique, sauf lorsqu'on essayait d'identifier et de réduire le biais des indices dû aux erreurs de mesure, en particulier lorsqu'il s'agissait d'une variation de qualité. Même aux États-Unis, où un grand effort de recherche a été orienté vers une évaluation des concepts et des méthodologies qui sous-entendent les séries de prix, les problèmes de distinction entre mouvements de prix inflationnistes et mouvements de prix mesurés n'ont été que partiellement traités. L'un des problèmes, évidemment, est de définir exactement ce que l'on veut dire par le terme «inflation». Dans l'exposé qui suit, nous essayons de clarifier ces questions en expliquant ce que sont, en principe, les principales sources de variation d'un indice de prix. Cet exposé est loin d'être complet; en vérité, il introduit une autre sphère de recherches d'une importance réelle. Il sert cependant à expliquer les problèmes liés à l'utilisation d'un indice de prix pour étudier directement l'inflation et il fournit, tout au long de cette étude, un schéma général pour l'analyse et les conclusions.

Des changements dans les valeurs d'un indice, I_t , reliés à sa période de base, sont une mesure des changements des prix au cours du temps. En termes très généraux, une variation mesurée peut résulter de forces économiques qui ont pour effet d'opérer la variation du prix, un véritable changement de prix, ou, lorsque l'évaluation est imprécise, d'un élément représentant une fausse variation. Mathématiquement, la variation de l'indice $I_t - I_{t-1}$ peut être représentée:

$$\frac{\delta I}{\delta t} = f(\varnothing, \varepsilon) \dots\dots\dots (1)$$

où \varnothing représente le mouvement de prix produit par l'effet combiné des forces économiques et où ε est la variation découlant de l'effet cumulé des erreurs de mesures.

Ignorant pour l'instant les éléments de l'erreur de mesure, on peut mieux identifier l'incidence des forces économiques de la façon suivante:

$$\varnothing = f(s, c, m, i) \dots\dots\dots (2)$$

où s et c représentent respectivement les variations saisonnières et cycliques, m le mouvement de prix résultant des conditions variables du marché dans toute l'économie, et i la variation du prix définie comme étant inflationniste. Nous examinerons plus loin les caractéristiques de chacun de ces éléments; leurs implications, lorsqu'on utilise un indice de prix généralisé comme indice d'inflation, sont importantes puisque ces éléments, ainsi que les erreurs statistiques, indiquent que les pressions inflationnistes ne sont qu'une des sources de variations d'un indice.

Une variation de prix saisonnière peut tirer son origine de différentes sources. Pour les denrées alimentaires périssables, elle provient d'une variation saisonnière de l'offre, de la demande ou des deux; pour la plupart des denrées, elle est directement ou indirectement liée aux conditions climatiques. De même, les prix des automobiles, de l'habillement, des huiles de chauffage et du logement, varient probablement aussi de façon plus ou moins cyclique. Mais la variation saisonnière des prix, par définition, a tendance à se corriger elle-

Un indice de prix pour les biens et les services dans la demande finale ex-prime le résultat global d'un grand nombre de forces. À moins d'utiliser la simple interprétation lexicographique du terme «inflation» (i.e., augmentation), tous les changements de prix mesurés ne proviennent pas de conditions inflationnistes qui exigent l'application de mesures anti-inflationnistes. Une certaine variation des indices de prix peut provenir de facteurs qui n'entrent pas dans les mécanismes de l'inflation. On a accordé peu d'attention aux aspects mesurables de l'inflation, soit dans la documentation économique, soit

aussi la raison pour laquelle cette étude se concentre sur ces deux indices. et, moins fréquemment, à des variations de l'indice synthétique des prix. C'est généralement assimilées à des variations de l'indice des prix à la consommation pour cette raison que des références quantitatives au degré de l'inflation sont mande finale, particulièrement dans le secteur de la consommation. C'est qui concernent le public seront les plus manifestes dans les secteurs de la demande finale, particulièrement dans le secteur de la demande finale, peuvent être utiles pour identifier les sources de l'inflation et suivre son évolution et même pour signaler une inflation ou une désinflation imminente. Mais les caractéristiques de distribution à d'autres niveaux que la demande finale, peuvent être utiles pour identifier les sources de l'inflation et suivre son évolution et même pour signaler une inflation ou une désinflation imminente. Mais les caractéristiques de distribution correspondante dans les secteurs de la demande finale. Les indices de prix, ou de distribution de l'économie n'entraînent pas nécessairement une variation des ressources productives, productivité des ressources et taux de profit, et variations de prix dans la production primaire—les niveaux de fabrication de certaines variations dans le temps de la structure du marché—rendement de détermination des prix auquel les mouvements sont enregistrés. En raison son aptitude à mesurer l'inflation. À cet effet, il importe de considérer le niveau Les principes, les conditions et la portée de chaque indice influenceront sur

venant des comptes nationaux. Cf. BFS, 13-502 (hors-série).
de chaque secteur, dérivé comme un sous-produit de la dépense «réelle» pro-rence. Ces indices sont un agrégat de l'indice de tous les secteurs et des indices déflation courante, récemment révisés; l'année 1961 sert de période de réfé-
Les indices synthétiques des prix de la dépense nationale brute: Ils sont à pon-

Cf. BFS, 62-518 (hors-série).
prix d'un grand nombre de biens et services achetés par les consommateurs.
tion et l'année 1961, de base de temps; cet indice mesure les variations de
L'indice des prix à la consommation: L'année 1957 sert de base de pondéra-

salariés. Cf. BFS, 62-002 (mensuel).
tion, l'indice fournit une mesure brute des mouvements de revenus «réels» des
Rectifié pour tenir compte des variations de l'indice des prix à la consumma-
L'indice des rémunérations hebdomadaires moyennes dans les industries ma-
nufacturières: Cet indice mesure des variations dans les revenus des salariés.

industries. Cf. BFS, 62-528 (hors-série).
bord, regroupant environ les 140 industries de la Classification type des in-
grand nombre de séries diverses de prix, où les prix de vente sont franco à
pondération et 1961, de période de référence; ces indices consistent en un
Les indices des prix de vente dans l'industrie: L'année 1966 sert de base de

L'indice des prix de gros: Les années 1935-1939 servent de base de temps et de pondération. Cet indice est parfois appelé indice général des prix de gros; il énumère les produits et mesure le changement de prix de chaque produit vendu par les producteurs et les distributeurs. Cet indice est décrit dans un document de référence de 1950.

tique (BFS), 62-508 (hors-série).

par le Canada sur les marchés internationaux. Cf. Bureau Fédéral de la Statistique (BFS), 62-508 (hors-série).

Les indices des prix à l'exportation et à l'importation: L'année 1948 sert de base de temps et de pondération, année actuellement en révision. Ces indices fournissent des mesures des variations de prix pour les biens et services négociés

sont les suivants :

Les indices de prix expriment les changements de niveau des prix dans le temps, en agrégeant des groupes de variations de prix avec un schéma de pondération approprié. La variation du prix est mesurée par rapport à une période (base de temps) où le niveau du prix est arbitrairement fixé à 100. Les schémas de pondération, gardés constants de façon à ne mesurer que les variations de prix, sont généralement choisis à partir d'une période historique (pondération historique) mais ils peuvent aussi être choisis à partir de données actuelles (pondération courante). Les bases de temps et de pondération sont des points de référence distincts dans l'élaboration des indices de prix et il n'est pas nécessaire qu'ils coïncident. Un nombre presque infini d'indices de prix peut être calculé pour l'économie canadienne en combinant différemment les produits, l'industrie, la détermination de zones de prix, la pondération et les critères de formulation d'indice. Les coûts restreignent la compilation et la publication à quelques indices principaux fournis par Statistique Canada. Les plus fréquemment utilisés

L'INFLATION ET LES SÉRIES DE PRIX

celui-ci nuit à la qualité et à la précision du produit final.

le temps et l'énergie sont limités, nous devons accepter le compromis même si que pour les chercheurs, tout comme pour ceux qui établissent les indices de prix, ments supplémentaires, et de nombreuses recherches additionnelles. Étant donné une erreur peut être quantifiable, mais seulement si l'on dispose de renseignements fiable, et par conséquent l'écart ne peut pas être quantifié. Dans d'autres cas, principe fondamental avec lequel l'indice est comparé, est lui-même non quantifiable, et des biais. Cette faiblesse a plusieurs raisons. Dans certains cas, le études antérieures, la plus grave lacune soit l'impossibilité de mesurer l'ampleur de cette éventuelle source d'erreurs. Enfin, il est probable que, comme pour les de base tirées de la comptabilité nationale. Il n'a pas été possible de tenir compte sûreté de l'Indice synthétique des prix est influencée par la qualité des données étude n'embrasse pas parfaitement cet aspect des deux indices. De même, la jouent un rôle important dans la détermination de la fiabilité des indices; cette nous manquait. De plus, les propriétés et caractéristiques d'échantillonnage approfondie d'autres indices de prix importants. Malheureusement, le temps

cette question, il est nécessaire de comprendre comment ils ont été conçus, à court terme deviennent apparentes lorsque l'on fait de simples transformations des séries initiales. On tentera donc d'analyser en détail chaque série, en fonction des trois critères, et de comparer leur étendue, leurs mouvements récents et les schémas conceptuels qui les sous-tendent.

Ce rapport se concentre surtout sur une revue des concepts et des processus sous-jacents. Dans l'examen de l'IPC, les utilisations principales de cet indice sont résumées, et leurs implications sont examinées, y compris les principales différences entre un indice des prix à la consommation et un indice du coût de la vie, au niveau des concepts et des méthodes. Pour l'IPC et l'ISP, quelque effort est consacré à identifier les sources et la direction des écarts, et, si possible, à évaluer leur ampleur probable. L'un des buts principaux de l'étude est d'évaluer la sensibilité de l'IPC à des changements précis des méthodes de pondération et de fixation des prix. Alors que dans les études antérieures, la tendance était de se concentrer sur le problème de la «qualité» de la classification, cette étude-ci met l'accent sur un plus large éventail de questions, en soulignant les problèmes afférents à l'utilisation d'un indice unique pour des utilisations multiples et pour pondérer les biais. Deux courts chapitres contiennent une analyse descriptive de mouvements comparatifs des deux indices, et un résumé des recommandations visant des modifications des deux indices.

La similitude des méthodes d'élaboration des indices de prix au Canada et aux États-Unis aboutit à un grand degré de compatibilité entre les séries de prix de chaque pays. Une annexe à cette étude compare brièvement les deux indices de prix à la consommation. Cette similitude a pour effet secondaire, non négligeable, de procurer aux chercheurs canadiens une certaine abondance d'études théoriques sur les problèmes d'élaboration des indices. En particulier, *Price Statistics of the Federal Government*¹ fournissent un guide fondamental et détaillé sur la plupart des problèmes que pose la mise au point de l'indice des prix. De plus, une étude sur certains aspects de l'indice canadien des prix à la consommation a été préparée par la Commission royale d'enquête sur les banques et les finances, en 1961². Cette étude reste pertinente aujourd'hui, car les principes et méthodes de base n'ont guère changé depuis 1961. Cependant, Asimakopulos étudiait surtout le problème de la qualité, ne mentionnant que très peu les autres caractéristiques de l'indice. C'est pourquoi, nous tentons de compléter son étude en étendant l'analyse à d'autres domaines, et en traitant plus à fond les questions découlant de la mesure de l'inflation.

Il y a plusieurs imperfections dans ce rapport. D'abord, quoique notre intérêt porte en définitive sur les mouvements de prix dans les secteurs de la demande finale, comprendre les origines et les situer dans le temps exige aussi une analyse des variations de prix dans d'autres secteurs de l'économie. Par conséquent, il serait souhaitable d'appliquer les mêmes critères d'évaluation à une étude

¹ National Bureau of Economic Research, *Price Statistics of the Federal Government*, Série générale NBER, No. 73. (1961).

² A. Asimakopulos, *The Reliability of Selected Price Indexes As Measures of Price Trends*.

ÉTENDUE ET OBJECTIFS DE L'ÉTUDE

L'attention croissante portée à l'inflation des prix depuis le milieu des années 1960 a accru notre intérêt pour les mesures disponibles des changements de prix, les indices de prix, ainsi que notre dépendance de ces indices. Il y en a plusieurs qui pourraient servir d'«indice d'inflation». Il est probable que les aspects nuisibles de l'inflation sont ses caractéristiques de redistribution, qui affecteront surtout les secteurs de la consommation et de l'exportation, c'est-à-dire la demande finale. En conséquence, cette étude met l'accent sur deux indices qui mesurent les changements de prix dans les secteurs de la demande finale, l'indice des prix à la consommation (IPC) et l'indice synthétique des prix de la dépense nationale brute (ISP). L'objectif d'ensemble de cette étude est d'analyser l'IPC et l'ISP comme mesures des récents changements de prix au Canada. Nous tentons de soulever les questions et les problèmes découlant de l'usage direct d'indices de prix comme «indices d'inflation».

Plusieurs critères possibles peuvent être utilisés pour évaluer les indices mais on a choisi d'en appliquer trois dans ce rapport: la compatibilité de la mise au point et des utilisations de l'indice, sa fiabilité et sa disponibilité.

La plupart des sujets traités dans cette étude se rapportent à la période écoulée depuis 1961, avec quelques références à la période depuis 1957. Une comparaison des variations des deux indices pendant cette période mène à des interprétations différentes des variations de prix. D'une part, les bulletins de l'IPC et de l'ISP montrent qu'ils évoluent de façon assez similaire pour que l'un et l'autre indiquent adéquatement les tendances de prix. Cependant, pour analyser à fond

Chapitre	Graphique	Page
2	2.8(vii) Indice général des prix à la consommation, pondéré pour 1957 et 1967.....	54
	2.9 Indices trimestriels des coûts de location (1961–1970)....	74
	2.10(i) Sensibilité de l'IPC à l'intégration du crédit à la consommation.....	79
	2.10(ii) Sensibilité de l'IPC à la révision des coefficients de pondération et des prix des maisons neuves.....	80
	2.10(iii) Sensibilité de l'IPC à la révision des coefficients de pondération et des prix de l'intérêt hypothécaire.....	81
	2.10(iv) Sensibilité de l'IPC à l'ajustement de l'indice des loyers	82
	2.10(v) Sensibilité de l'IPC à tous les changements de méthode	83
	3.1 Comparaison entre les versions préliminaires et révisées de l'ISP de la DNB.....	91
	3.2 Indices, à pondération courante et à pondération de base, des variations globales des prix.....	96
	3.3 Indices ajusté et non ajusté des coûts en intrants dans la construction non domiciliaire de la DNB.....	106
3	3.4 Indices ajusté et non ajusté des coûts en intrants dans la construction domiciliaire de la DNB.....	106
	3.5 Indices synthétiques des prix incluant et excluant l'ajustement des stocks.....	108
	4.1 Évolution comparée des trois principaux indices des prix.....	115
	4.2 Variations trimestrielles de l'ISP et de l'IPC.....	116
	4.3 Variations trimestrielles de l'IPC et de l'ISP pour les dépenses personnelles.....	117
	4.4 Variations annuelles de l'IPC et de l'ISP.....	118
	4.5 Variations annuelles de l'IPC et de l'ISP.....	119
4	4.1 Évolution comparée des trois principaux indices des prix.....	115
	4.2 Variations trimestrielles de l'ISP et de l'IPC.....	116
	4.3 Variations trimestrielles de l'IPC et de l'ISP pour les dépenses personnelles.....	117
	4.4 Variations annuelles de l'IPC et de l'ISP.....	118
	4.5 Variations annuelles de l'IPC et de l'ISP.....	119
5	5.1 Évolution comparée des trois principaux indices des prix.....	120
	5.2 Variations trimestrielles de l'ISP et de l'IPC.....	121
	5.3 Variations trimestrielles de l'IPC et de l'ISP pour les dépenses personnelles.....	122
	5.4 Variations annuelles de l'IPC et de l'ISP.....	123
	5.5 Variations annuelles de l'IPC et de l'ISP.....	124
	5.6 Variations annuelles de l'IPC et de l'ISP.....	125
	5.7 Variations annuelles de l'IPC et de l'ISP.....	126
	5.8 Variations annuelles de l'IPC et de l'ISP.....	127
	5.9 Variations annuelles de l'IPC et de l'ISP.....	128
	5.10 Variations annuelles de l'IPC et de l'ISP.....	129

Chapitre	Tableau	Page
3	2.7	59
	3.1	92
	3.2	94
	3.3	100
	3.4	101
	3.5	103
	3.6	105
Chapitre	Graphique	Page
2	2.1	30
	2.2	31
	2.3	47
	2.4	47
	2.5	47
	2.6	48
	2.7	49
	2.8(i)	51
	2.8(ii)	52
	2.8(iii)	52
	2.8(iv)	53
	2.8(v)	53
	2.8(vi)	54

GRAPHIQUES

Chapitre 3. L'INDICE SYNTHÉTIQUE DES PRIX DE LA DÉPENSE NATIONALE BRUTE.....	85
---	----

Introduction.....	85
-------------------	----

Correction de l'inflation dans la dépense nationale brute (DNB)....	92
---	----

Une évaluation de l'indice synthétique des prix.....	95
--	----

Chapitre 4. COMPARAISON DE L'INDICE DES PRIX À LA CON- SOMMATION ET DE L'INDICE SYNTHÉTIQUE DES PRIX.....	111
---	-----

Chapitre 5. RÉSUMÉ ET RECOMMANDATIONS.....	121
--	-----

ANNEXES.....	127
--------------	-----

ANNEXE A:	
-----------	--

Coefficients de pondération corrigés, calculés à partir de l'enquête sur les dépenses de 1957.....	128
---	-----

ANNEXE B:	
-----------	--

Indice des prix à la consommation et éléments choisis calculés à partir du schéma de pondération de 1967.....	130
--	-----

ANNEXE C:	
-----------	--

Effets des changements précis de méthodes sur l'indice pon- déré des prix à la consommation.....	134
---	-----

ANNEXE D:	
-----------	--

Différences entre l'indice des prix à la consommation des États-Unis et l'indice des prix à la consommation du Canada.....	137
--	-----

ANNEXE E:	
-----------	--

Enquêtes de 1969 sur les dépenses.....	144
--	-----

BIBLIOGRAPHIE.....	145
--------------------	-----

TABLEAUX

Chapitre	Tableau	Page
----------	---------	------

2	2.1	
---	-----	--

Répartition des revenus et des dépenses par groupe de revenus, tirée des résultats de l'enquête sur les dé- penses, (en dollars constants de 1957).....	29
---	----

2.2	Répartition de la population urbaine et rurale cana- dienne, 1956, 1961 et 1966.....	33
-----	---	----

2.3	Répartition de la population canadienne selon la dimension de la famille et l'urbanisation.....	33
-----	--	----

2.4	Dépenses des ménages et pondération des dépenses, 1947-1948, 1957, 1967.....	41
-----	---	----

2.5	Importance relative du crédit à la consommation, 1957, 1967 et 1968.....	44
-----	---	----

2.6	Dépenses des consommateurs en intérêts en pourcen- tage des dépenses des particuliers du tableau 2.5.....	45
-----	--	----

TABLE DES MATIÈRES

Chapitre 1. INTRODUCTION.....	1
Etendue et objectifs de l'étude.....	1
L'inflation et les séries de prix.....	3
Chapitre 2. L'INDICE DES PRIX À LA CONSOMMATION.....	13
L'indice et ses utilisations.....	13
Différences de concepts et de méthodes entre l'indice de prix «pur» et l'indice d'utilité constante.....	17
Définition, portée et composition de l'indice des prix à la con- sommation.....	26
Représentativité.....	27
Relation entre le cadre d'échantillonnage et la population canadienne, au niveau des revenus.....	28
Relation entre le cadre d'échantillonnage et la population cana- dienne, selon les caractéristiques des familles et l'urbani- sation.....	32
Représentativité eu égard aux articles.....	34
Représentativité eu égard aux vendeurs.....	37
Pondérations et structures de pondération.....	38
Effets de la révision des pondérations de l'indice.....	45
Prix.....	55
Le traitement de la qualité.....	61
Résumé des biais probables de l'indice des prix à la consommation	68
Sensibilité de l'indice à des changements de méthode précis.....	76

PRÉFACE

Les indices de prix jouent un rôle déterminant dans la prise de décision d'ordre public, en recherche et dans bien d'autres secteurs importants.

Le caractère institutionnel des indices de prix accroît la nécessité de mieux comprendre comment ils ont été conçus et construits, et d'évaluer plusieurs de leurs aspects en fonction de leurs utilisations. Cette étude a pour but de communiquer une analyse descriptive et quantitative des deux indices de prix les plus couramment utilisés, l'indice des prix à la consommation et l'indice synthétique des prix.

La recherche et une grande partie de la rédaction de ce rapport ont été effectuées (pendant l'été 1970) alors que l'auteur était à la Commission des prix et des revenus. Il n'aurait pu être accompli sans la coopération et l'assistance de la Division des prix et de la Division des comptes nationaux de Statistique Canada (autrefois Bureau fédéral de la statistique). En particulier, la collaboration d'Anton Gillham de la Division des prix et d'Ellen Buckley de la Division des comptes nationaux a été grandement appréciée. Plusieurs contrôleurs de Statistique Canada et de la Commission des prix et des revenus ont apporté une collaboration précieuse dans la correction. Toutefois, l'auteur accepte la pleine responsabilité de toutes les opinions implicitement ou explicitement exprimées dans cet ouvrage, et des erreurs qu'il peut contenir. La publication de ce rapport par la Commission n'implique pas que les opinions ou les recommandations qu'il contient reflètent nécessairement celles de la Commission.

Il faut souligner que les résultats et les conclusions de l'étude n'engagent que l'auteur. L'intérêt et l'utilité que la Commission reconnaît à ce travail ne doivent pas être interprétés comme une approbation ou un désaveu des résultats exprimés.

© Droits de la Couronne réservés
En vente chez Information Canada à Ottawa,
et dans les librairies d'Information Canada :

HALIFAX
1735, rue Barrington

MONTREAL
1182 ouest, rue Ste-Catherine

OTTAWA
171, rue Slater

TORONTO
221, rue Yonge

WINNIPEG
393, avenue Portage

VANCOUVER
657, rue Granville

ou chez votre libraire.

Prix \$4.00 N° de catalogue RG33-6-1972

Prix sujet à changement sans avis préalable

Information Canada
Ottawa, 1972

Examen de l'indice des prix à la consommation et de l'indice
synthétique des prix en tant que mesures des changements
de prix récents dans l'économie canadienne

Préparé pour la Commission
des prix et des revenus par

R. M. A. LOYNS

Département d'économie agricole
Université du Manitoba



IPC et ISP en tant que mesures des changements de prix récents

R. M. A. Loyens

COMMISSION
DES PRIX
ET DES
REVENUS

